التحليل العاملي الإستكشافي والتوكيدي

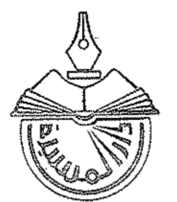
مفاهيمهما ومنهجيتهما بتوظيف حزمة SPSS وليزرل LISREL

الأستاذ الدكتور

أمحمد بوزيان تيغزة

قسم علم النفس - كلية التربية

جامعة الملك سعود



رقــم التصـــنيـف : 00.000

المؤلف ومن هو في حكمه : أمحمد بوزيان تيغزة

عنـــوان الكـــتـاب : التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي

رقــم الإيـــداع : 2011/8/3201

الــــواصـــــفـــات : احصاء

بـيانـــات الــنـشــر : عمان - دار المسيرة للنشر والتوزيع

تم إعداد بيانات الفهرسة والتصنيف الأولية من قبل دائرة المكتبة الوطنية

الطبعة الأولى 2012م - 1433هـ



شركة جمال أحمد محمد حيف وإخوانه

عنوان الدار

الرئيسي : عمان - العبدلي - مقابل البنك العربي هاتف : 5627049 6 962+ فاكس : 5627059 6 962+

الفرع : عمان - ساحة المسجد الحسيني - سوق البتراء هاتف : 4640950 6 962+ فاكس : 4617640 6 962+

صندوق بريد 7218 عمان - 11118 الأردن

E-mail: Info@massira.jo . Website: www.massira.jo

الجاهل يجزم ويؤكد، والعالم يشك ويتحفظ، والعاقل يتروى ويتدبر

أرسطو

دعني أطلعك على سر مكنني من تحقيق هدفي:

يكمن موطن قوتي فقط في عنادي

لويس باستور

"لا ينمو العقل إلا بثلاث: إدامة التفكير،

ومطالعة كتب المفكرين،

واليقظة لتجارب الحياة".

السباعي

الفهرس

المقدمة..11

الفصل الأول

التحليل العاملي الاستكشافي

أسسه المنطقية وخطواته الإجرائية وتأويله

تمهيد 17

لم التحليل العاملي الاستكشافي؟ 20

خطوات إجراء التحليل العاملي الاستكشافي.................23

أولا: حجم العينة، مستويات القياس، وتوزيع الدرجات.......24

ثانيا: التحقق من توفر مصفوفة الارتباطات على الخصائص التي تجعلها قابلة للتحليل العاملي 26

ينبغي أن تكون جل معاملات الارتباط في المصفوفة أكبر من (0.30) 26

يجب أن تكون القيمة المطلقة لمحدد مصفوفة الارتباطات أكبر من (0.00001) 27

ينبغي أن تكون مصفوفة معاملات الارتباط مختلفة عن مصفوفة الوحدة 28

معاملات الارتباط الجزئية ينبغي أن تكون منخفضة، وأن يكون مقياس كيزر- ماير- أولكين ومقياس كفاية المعاينة وملاءمتها لكل متغير لا يقلان عن قيمة (0.5)..........29

طرق استخراج العوامل 33

أولا: طرق استخراج العوامل القائمة على التباين المشترك أو العوامل المشتركة 33
في مقابل طريقة التحليل إلى المكونات التي تحتفظ بكافة التباين للمتغير المقيس 33
ثانيا: طرق الاستخراج الأخرى القائمة على التباين المشترك 41
طريقة الاحتمال الأقصى 41
طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة 43
طريقة المربعات الصغرى المعممة 44
طريقة ألفا للتحليل العاملي 44
طريقة التحليل العاملي الانعكاسي 45
ثالثا: محكات تحديد عدد العوامل المستخرجة 45
محك كيزر: قاعدة الجذر الكامن 46
محك اختبار المنحدر لكاتيل 49
طريقة التحليل الموازي 53
طريقة أو محك نسبة التباين المفسر 58
طريقة قيم الشيوع أو الاشتراكيات 59
محك المعنى والدلالة النظرية 61
فحص مصفوفة البواقي 62
عملية تدوير وتأويل العوامل (المحاور) 64
أولاً: التدوير المتعامد 67
طريقة كوارتيماكس 69
طريقة الفاريماكس 70
أسلوب إكواماكس 70

ثانياً: التدوير المائل 71
مصفوفة النمط 73
مصفوفة البنية 74
مصفوفة الارتباطات بين العوامل المستخرجة أو المعتمدة 76
تسمية العوامل والحد الأدنى المقبول لمستوى التشبعات 77
تطبيق إجراءات التحليل العاملي الاستكشافي على مثال عملي باستعمال حزمة SPSS 78
المرحلة الأولى: فحص مدى قابلية مصفوفة الارتباطات للتحليل العاملي 87
المرحلة الثانية: الاستخراج، والتدوير، وتسمية العوامل 91
معلومات التحليل العاملي الاستكشافي التي ينبغي ذكرها عند تحرير تقرير البحث 106

الفصل الثاني
المصطلحات والفرضيات والنماذج

النمذجة بالمعادلات البنائية 115
بين الفرضيات والنماذج 120
النماذج النظرية أو المفاهيمية 130
أولا: النماذج البنائية 136
ثانيا: نماذج تحليل المسارات 145
ثالثا: النماذج العاملية 152
النموذج العاملي الاستكشافي 156
النماذج العاملية التوكيدية 158
النموذج العاملي التوكيدي العادي من الدرجة الأولى 159

النموذج العاملي من الدرجة الثانية أو الهرمي........................ 170
بين التحليل العاملي التوكيدي والتحليل العاملي الاستكشافي.................. 179

الفصل الثالث

الخطوات الثلاثة الأولى لاختبار النموذج العاملي التوكيدي التحديد والتعيين وحساب البارامترات

خطوات اختبار النموذج العاملي التوكيدي 185
المرحلة الأولى: بناء النموذج أو تحديده 188
مثال تطبيقي لتوضيح مراحل النمذجة 189
المرحلة الثانية: تعيين النموذج 193
المرحلة الثالثة: تقدير بارامترات النموذج العاملي المفترض أو النظري.......... 205
عملية تقدير البارامترات الحرة وطرقها........................... 205
تجهيز ملف التعليمات بلغة سمبليس لحزمة ليزرل........................ 213
تجهيز ملف التعليمات بلغة حزمة إكس" 220

الفصل الرابع

الخطوة الرابعة لاختبار النموذج العاملي التوكيدي تقدير مؤشرات جودة المطابقة

تقدير جودة مطابقة النموذج المفترض 229
عينة من مؤشرات المطابقة........................... 230
الجداول التصنيفية لمؤشرات جودة المطابقة 242
ما هي المؤشرات الأكثر فعالية التي ينبغي استعمالها أكثر من غيرها؟ 252
حدود مؤشرات المطابقة........................... 256

التطبيق على المثال: نتائج مؤشرات المطابقة للنموذج العاملي المفترض 258
نتائج تقدير البارامترات الفردية للنموذج المفترض (تقويم المطابقة التفصيلية لعناصر النموذج)........................... 266
أولا: فحص قيم البارامترات التي تم تقديرها 266
ثانيا: فحص مكون القياس للنموذج 267
نتائج نموذج القياس 278

الفصل الخامس

الخطوة الخامسة: تعديل النموذج المفترض في ضوء فحص البواقي ومؤشرات التعديل

تعديل النموذج المفترض في ضوء فحص البواقي ومؤشرات التعديل........... 286
أولا: طريقة البواقي 286
ثانيا: مؤشرات التعديل........................... 290
مثال تطبيقي آخر لتوظيف مؤشرات التعديل لتطوير النموذج العاملي المفترض........................... 298
أولا: فحص البواقي 300
ثانيا: مؤشرات التعديل........................... 306
التعديل الأول للنموذج المفترض........................... 317
التعديل الثاني للنموذج المفترض 328
الملاحق........................... 337
المراجع 377

المقدمة

من حق القارئ أن يتساءل لم هذا الكتاب؟ ما غاياته؟ وما منهجيته في التأليف؟

يتناول الكتاب موضوع التحليل العاملي الاستكشافي Exploratory Factor Analysis الذي أصبح شائع الاستعمال، وعادة ما يرافق تواتر استخدام التحليل العاملي الاستكشافي سوء توظيفه واستعماله. ولقد عملنا على توضيح كثير من الجوانب العملية لهذه الطريقة حتى يتسنى استعماله استعمالا رشيدا وسليما.

كما يتناول الكتاب موضوعا آخر عرف إقبالا متزايدا عليه في السنوات الأخيرة، وهو التحليل العاملي التوكيدي الذي يعنى باختبار النماذج النظرية العاملية للتثبت من مدى مطابقتها للبيانات.

إن دراسة العلاقات بين المفاهيم على مستوى أبعادها أو عواملها، وليس باعتبارها عناوين عامة، تثري البحث، وتكسبه عمقا، قد تفتقر إليه منهجية الاعتماد على الدرجات العامة للمتغيرات، أو استعمال المفاهيم كعناوين عامة لتلخيص ظواهر نفسية معقّدة مما يضفي تناولا سطحيا لمشكلة البحث المدروسة.

والكتاب ـ إذ يخاطب الطلاب ولا سيما طلاب الدراسات العليا، والدارسين، والأخصائيين، والممارسين، والباحثين، والأساتذة ـ يكتسي أهمية كبرى لعدة أسباب، لعل أهمها:

أولا: افتقار المكتبة العربية – في حدود علم المؤلف- لكتاب يعالج التحليل العاملي بنوعيه الاستكشافي والتوكيدي.

ثانيا: أضحت البحوث النفسية الحديثة وأيضا البحوث في المجالات المعرفية الأخرى توظف بكثرة التحليل العاملي التوكيدي في إطار ما يدعى بالنمذجة بالمعادلات البنائية Structural Equation Modeling، وذلك لاختبار صحة النماذج

العاملية المختلفة، واختبار صحة الفروض المركبة ذات العلاقة ببنية المفاهيم المستعملة.

ثالثا: يستعمل التحليل العاملي الاستكشافي، والتحليل العاملي التوكيدي في تقدير الخصائص السيكومترية من ثبات Reliability وصدق Validity للمقاييس والاختبارات ومختلف الأدوات المستعملة في جمع البيانات. وتعتبر طريقة التحليل العاملي من الطرق الدقيقة لتقدير ثبات وصدق المقاييس والاختبارات.

رابعا: وأخيرا يوظف التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي كإستراتيجية لتحليل البيانات التي تندرج تحت أسرة أساليب التحليل الإحصائي المتعدد المتغيرات Multivariate analysis.

ولقد آثرت أن تتسم منهجية التأليف بنوع من الجدة، إذ تقوم على توظيف المنطق لتبيان طريقة التحليل الإحصائي عوضا عن الاستغراق في الرموز، وبعيدا عن الاشتقاق الرياضي، وتقوم على توظيف اللغة الوصفية والشارحة بدلا من استعمال الرموز الرياضية والمعادلات، والتّركيز على الخطوات والإجراءات العملية للتحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي بدلا من الاستغراق في الشرح النّظري المجرّد، وتركّز أيضا على تجسيد الخطوات والإجراءات بأمثلة واقعية تضفي على الموضوع ديناميكية إجرائية عملية.

تتلخّص إذن فلسفة التأليف ومنهجيته في الأبعاد التالية:

1. المنحى المتبنى في معالجة التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي هو أقرب إلى مناهج البحث منه إلى الإحصاء.
2. تلافي المعالجة الرياضية واستبدالها بالمنطق، لشرح آليات التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي.
3. عدم الاكتفاء بالتناول الوصفي عند التطرق إلى الجوانب المختلفة للتحليل العاملي الاستكشافي والتحليل العاملي التوكيدي، وإنما تجاوزنا ذلك إلى التطرق إلى الافتراضات والمسلمات لإبراز الأفكار الأساسية الكامنة وراء الأساليب والإجراءات.

4. اعتمدت منهجية عملية في معالجة موضوع التحليل العاملي الاستكشافي والتحليل العاملي التوكيدي بحيث تم شرحهما إجرائيا خطوة خطوة، ومرحلة مرحلة، واستفضنا في شرح عمليات وإجراءات كل خطوة لتبيان علاقتها بالخطوات السابقة واللاحقة، وأغراضها، وآلياتها العملية.
5. تعزيز الشرح بأمثلة واقعية وظّفت لشرح الخطوات والإجراءات العملية عبر أغلب فصول الكتاب.
6. وظّفت البرمجية أو الحزمة الواسعة الانتشار SPSS عند معالجة موضوع التحليل العاملي الاستكشافي، كما تمّ توظيف حزمتين متخصصتين في النمذجة بالمعادلات البنائية عند التحليل الكمي للأمثلة: حزمة "ليزرل" Lisrel، وحزمة "إيكيوز" Eqs لشهرتهما وجودة أدائهما.
7. توخّيت تبسيط المفاهيم والآليات بدون السقوط في الابتذال والعموميات، وتبنّيت أسلوبا لغويا هو أقرب إلى لغة مناهج البحث، وعلم النفس، والعلوم الاجتماعية، منها إلى لغة الرياضيات والإحصاء.

ولقد تمّ التخطيط لمحتويات الكتاب وتنظيم فصوله وفقا لمنطق يقوم على مبدأ التدرج، والتسلسل المنطقي. ولذلك تناولت في الفصل الأول التحليل العاملي الاستكشافي، موضّحا جوانبه النظرية بطريقة إجرائية، وركّزت على خطواته وإجراءاته، ودعّمت منهجية التحليل العاملي الاستكشافي بمثال تطبيقي مفصل.

أما الفصل الثاني فيعتبر امتدادا للفصل الأول، وتمهيدا مفاهيميا للفصول اللاحقة. وعني هذا الفصل بالتطرق إلى المفاهيم الرئيسية الخاصة بالأطر النظرية، مركزا على مفهوم النموذج المفاهيمي، وعلى أنواعه النظرية البحثية، تمهيدا للفصول اللاحقة التي تطرقت للتحليل العاملي التوكيدي.

ثم انتقلت بعد ذلك وعلى مدار ثلاثة فصول (من الفصل الثالث إلى الفصل الخامس) إلى تناول خطوات أو مراحل التحليل العاملي التوكيدي بطريقة إجرائية وعملية، بحيث أن الفصل الثالث تناول خطوة بناء النموذج وتحديده Model specification؛ وخطوة تعيين النموذج Model identification؛ ومرحلة تقدير

بارامترات النموذج العاملي المفترض أو النظري Model Parameter Estimation؛ وتناول الفصل الرابع مرحلة تقدير مؤشرات المطابقة أو محكات حسن أو جودة المطابقة Goodness of fit indices؛ وتناول الفصل الخامس والأخير مراجعة النموذج العاملي المفترض بهدف تعديله عند الاقتضاء، في ضوء مؤشرات جودة المطابقة، وفحص البواقي residuals، وفحص مؤشرات التعديل modification indices.

وألتمس من العلي القدير التوفيق والسداد. ووفقنا الله جميعا إلى ما فيه فلاحنا ونجاحنا وسعادتنا.

المؤلف

الفصل الأول

التحليل العاملي الاستكشافي: أسسه المنطقية وخطواته الإجرائية وتأويله

- تمهيد
- لم التحليل العاملي الاستكشافي؟
- خطوات إجراء التحليل العاملي الاستكشافي
- طرق استخراج العوامل
- عملية تدوير وتأويل العوامل (المحاور)
- تسمية العوامل والحد الأدنى المقبول لمستوى التشبعات
- تطبيق إجراءات التحليل العاملي الاستكشافي على مثال عملي باستعمال حزمة SPSS
- معلومات التحليل العاملي الاستكشافي التي ينبغي ذكرها عند تحرير تقرير البحث

الفصل الأول

التحليل العاملي الاستكشافي

أسسه المنطقية، وخطواته الإجرائية وتأويله

تمهيد

يسعى التحليل العاملي إلى الكشف عن عدد صغير نسبيا من المتغيرات غير المشاهدة (أو التحتية أو الكامنة) التي تمثل تمثيلا كافيا العلاقات البينية بين عدد كبير من المتغيرات المقاسة (أو المشاهدة أو الملاحظة أو الظاهرة)، بحيث أن كل متغير كامن يمثل مقدار من التباين المشترك (المعلومات) بين عدد من المتغيرات المقاسة، أو يمثل القاسم المشترك من المعلومات التي تشترك فيها جملة من المتغيرات الملاحظة أو المقاسة، مما ييسر التعامل مع المتغيرات العديدة عن طريق عدد قليل من المتغيرات الكامنة التي تمثل المتغيرات الظاهرة على تعددها وتنوعها، الأمر الذي يتيح للدراسات العلمية تركيزا قويا على المتغيرات المهمة (الكامنة)، ولا تتشتت الدراسة بين عدد كبير من المتغيرات الظاهرة التي تنطوي على قدر كبير من المعلومات المتكررة redundancy رغم اختلافها الظاهري. وهذه المتغيرات التحتية أو الضمنية القليلة التي تلخص جل المعلومات التي تنطوي عليها المتغيرات الظاهرة المقاسة العديدة تسمى فنيا بالعوامل الكامنة (Latent Factors) أو بالعوامل اختصارا.

فالعامل إذن هو متغير كامن (Latent variable)، لكن يختلف عن المتغيرات في أن معظم المتغيرات يمكن قياسها مباشرة، في حين أن العوامل هي متغيرات افتراضية مشتقة من تحليل بيانات مجموعة متغيرات تم قياسها قياسا مباشرا.

ويقصد بالمتغيرات المقاسة أو الظاهرة أو الملاحظة العناصر التي تكون موضوعا للتحليل العاملي. وقد تكون هذه العناصر أو المتغيرات فقرات استبيان أو اختبار أو مقياس بحيث أن كل فقرة تمثل متغيرا. وقد تكون مقاييس فرعية لمقياس أساسي بحيث

أن كل مقياس فرعي (وليس الفقرة) يعتبر متغيرا. وقد تكون المتغيرات مقاييس كاملة وليست مقاييس فرعية أو فقرات، بحيث يراد الكشف عن العوامل الكامنة المشتركة بين ما تقيسه هذه المقاييس. فمثلا قد يريد الباحث أن يحلل عددا من مقاييس تقدير الذات الأكاديمي أو الدراسي الموجودة، ليكشف عن العوامل القليلة (الكامنة) التي تشترك فيها المقاييس العديدة لتقدير الذات.

إن نقطة الانطلاق في التحليل العاملي ليس جدول البيانات (الذي تدل أعمدته على المتغيرات سواء أكانت مقاييس أو اختبارات أو فقرات مقاييس، وتدل صفوفه على الأفراد أو الحالات)، بل مصفوفة الارتباطات التي تنطوي خلاياها على معاملات الارتباط بين متغيرات الصفوف التي تتكرر أيضا في الأعمدة. ولما كانت المتغيرات الموجودة بالصفوف هي ذاتها المتغيرات الموجودة بالأعمدة، فإن الخلايا القطرية التي تقسم المصفوفة إلى مثلثين من الخلايا تنطوي كل منها على القيمة الواحد الصحيح لأنها تدل على ارتباط كل متغير بنفسه. أما مثلث الخلايا السفلي (أسفل الخلايا القطرية) ومثلث الخلايا العلوي، فينطويان على نفس القيم بحيث إن كل قيمة في المثلث السفلي لها قيمة مثيلة في المثلث العلوي. ونتيجة لهذا التماثل في القيم بين المثلث السفلي والمثلث العلوي يكتفي في الغالب برصد أحدهما . ويرصد في الغالب المثلث السفلي للمصفوفة ويحده من أعلى الخلايا القطرية كما هو موضح في الجدول (1←1).

يدعى الجدول (1←1) بمصفوفة الارتباطات correlation matrix، لأن المتغيرات التي تشكل مداخل الصفوف هي ذاتها المتغيرات التي تشكل مداخل الأعمدة، بحيث إن خلايا المصفوفة تحتوي على معاملات الارتباط بين هذه المتغيرات. وتظهر المصفوفة ـ من جهة أخرى ـ الخلايا القطرية التي كتبت قيمها (الواحد الصحيح) داخل مربعات. كما تم رصد قيم معاملات الارتباط للمثلث السفلي الذي يوجد أسفل الخلايا القطرية.

جدول(1←1): مثال عن مصفوفة الارتباطات

	متغير 1	متغير 2	متغير 3	متغير 4	متغير 5	متغير 6	متغير 7
متغير 1	1.00						
متغير 2	0.77	1.00					
متغير 3	0.66	0.87	1.00				
متغير 4	0.09	0.04	0.11	1.00			
متغير 5	0.12	0.06	0.10	0.51	1.00		
متغير 6	0.08	0.14	0.08	0.61	0.49	1.00	
متغير 7	0.10	0.06	0.09	0.75	0.60	0.55	1.00

عند فحص معاملات الارتباط بين المتغيرات في مصفوفة الارتباطات، نميز مجموعتين من المتغيرات التي ترتبط فيما بينها ارتباطا قويا، وترتبط بالمتغيرات الأخرى خارج المجموعة ارتباطا ضعيفا. فالمتغيرات رقم 1، ورقم 2 ورقم 3 ترتبط فيما بينها ارتباطا مرتفعا (معاملات الارتباط التي تحت خط واحد) يتراوح من 0.66 (الارتباط بين المتغير3 والمتغير1) إلى0.87 (الارتباط بين المتغير3، والمتغير2)، لكن ترتبط بباقي المتغيرات الأخرى ارتباط ضعيفا، فثمة قاسم مشترك بين هذه المتغيرات الثلاث مما يميزها عن المتغيرات الأربعة الأخرى. والتحليل العاملي يعمل على الكشف عن المتغير الكامن الذي يمثل هذه التركيبة أو البنية المشتركة بين هذه المتغيرات الثلاث المقاسة، بحيث يمكن اختزال المتغيرات المقاسة الثلاثة إلى هذا المتغير الكامن الذي يدعى بالعامل.

كما يوجد تجمع آخر للمتغيرات المقاسة يجمع بين المتغيرات الأربعة الأخيرة، إذ أن معاملات الارتباط بينها (معاملات الارتباط التي تحتها خطان) مرتفعة عموما في

حين أن معاملات الارتباط بينها وبين المتغيرات الثلاثة الأولى منخفضة. وكون هذه المتغيرات الثلاثة المقاسة (متغير5، متغير6، متغير7) ترتبط فيما بينها ارتباطا مرتفعا، وترتبط بما عداها ارتباطا منخفضا، يوحي بوجود متغير كامن يمثل المساحة المشتركة من العلاقات التي تجمع بين هذه المتغيرات. وهذا المتغير الكامن أو العامل الكامن الذي يعمل التحليل العامل على الكشف عنه وإبرازه يختزل المتغيرات المقاسة الأربعة في بعد واحد أو متغير كامن واحد، كما يجعلنا لا نتعامل مع ظاهر المتغيرات وتعدد هذا الظواهر بل نتعامل بدل ذلك مع باطن المتغيرات، أي البعد الكامن الذي يفسر تعدد ظواهر المتغيرات.

إن الارتباطات بين المتغيرات الظاهرة السبعة يلخصها متغيران كامنان أو عاملان بحيث أن هذين العاملين يمثلان جل المعلومات التي تنطوي عليها العلاقات بين المتغيرات المقاسة.

إن مصفوفة الارتباطات هذه أوردتها على سبيل توضيح المقصود بالمتغير الكامن أو العامل أو البعد إجرائيا. ولذلك رصدت قيم الارتباطات بين المتغيرات بكيفية تمكن من إبراز تجمعات المتغيرات المقاسة لتوضيح مفهوم العامل بطريقة إجرائية. غير أن الواقع أكثر تعقيدا وأقل وضوحا من المثال. فالمصفوفة تحتوي في الغالب على عدد كبير من المتغيرات المقاسة، وبالتالي على كتلة كبيرة من قيم معاملات الارتباط بحيث يستحيل استشفاف العوامل بمجرد المعاينة المباشرة لمعاملات الارتباط العديدة. ويمكننا التحليل العاملي الذي يعتبر طريقة منهجية إحصائية من الكشف عن هذه العوامل واستخراجها.

لم التحليل العاملي الاستكشافي؟

يضطلع التحليل العاملي بأدوار ووظائف متنوعة ومتباينة. ويمكن اختزالها ـ على تنوعها ـ في وظيفتين أو دورين رئيسيين:

أولا: اختزال تعدد المتغيرات المقاسة أو المؤشرات إلى عدد قليل من المتغيرات الكامنة التي تلخصها

يعتبر التحليل العاملي إستراتيجية منهجية لتلخيص تعدد المتغيرات المقاسة واختزالها إلى متغير كامن واحد، أو متغيرين كامنين، أو عدد قليل من المتغيرات

الكامنة تمثل جل المعلومات التي تنطوي عليها العلاقات البينية للمتغيرات المقاسة. مما يسهل التعامل مع هذه القلة من المتغيرات الكامنة مقارنة بصعوبة التعامل مع الكثرة، أو الكتلة الكبيرة من المتغيرات المقاسة الأصلية. واختزال المتغيرات إلى عدد قليل منها مع الاحتفاظ بجل المعلومات الأصلية ـ أي بدون أن يترتب عن اشتقاق بضع متغيرات كامنة من عدد كبير من المتغيرات الأصلية إهدار كبير للمعلومات التي تنطوي عليها المتغيرات الأصلية المتعددة ـ يفيد عملية التنظير لموضوع معين باستعمال متغيرات محدودة في الإطار النظري تمثل متغيرات أصلية عديدة، مما يساعد على وضوح التنظير، وتركيزه، وعدم تشتته نتيجة تعدد المتغيرات.

كما يفيد هذا الاختزال في حل بعض مشاكل التحليلات الإحصائية القائمة على تعدد المتغيرات سواء أكانت متغيرات تابعة أو مستقلة. فأغلبها يشترط أن تكون المتغيرات المستقلة مثلا محدودة العدد، كما تشترط ألا تكون هذه المتغيرات تكرر نفس المعلومات، أي أن تكون مستقلة وغير مرتبطة ارتباطا مرتفعا فيما بينها[1]، والتحليل العاملي الاستكشافي يوفر هذه الإمكانية بحيث يمكن من اشتقاق متغيرات قليلة تمثل معلومات عدد كبير من المتغيرات الأصلية، كما تمكن من توفير متغيرات مستقلة حتى يتسنى استعمالها في تحليل الانحدار المتعدد مثلا.

ثانيا: الكشف عن البنية العاملية الكامنة، أو مساحات الدلالة المشتركة التي تكمن وراء تعدد المتغيرات المقاسة

يمكّن التحليل العاملي من اشتقاق متغيرات كامنة أو عوامل تعكس البنية العلائقية المشتركة بين عدد كبير من المتغيرات الأصلية المقاسة. فإذا كانت المتغيرات المقاسة تمثل المتغيرات المباشرة التي يتعامل معها الباحث كالفقرات أو الاختبارات أو المقاييس، فإن العوامل أو الأبعاد أو المتغيرات الكامنة تمثل المساحات المشتركة من

(1) وتلك هي متطلبات تحليل الانحدار المتعدد Multiple Regression Analysis مثلا بكافة نماذجه وأنواعه: تحليل الانحدار العادي Standard Multiple regression، تحليل الانحدار الهرمي Hierarchical Multiple regression، تحليل الانحدار المتدرج Stepwise Multiple regression، تحليل الانحدار بالحذف المتتالي الارتجاعي Backward Multiple regression، تحليل الانحدار بالإضافة المتتالية Forward Multiple regression.

الدلالة أو العلاقة التي تجمع بين شتات المتغيرات الأصلية. ويسمى هذا القاسم المشترك من العلاقات بين المتغيرات المقاسة الظاهرة بالبنية الكامنة (أو البنية العاملية) التي تفسر العلاقات التي تجمع المتغيرات المقاسة. وقد توجد مساحة واحدة من الدلالة أو العلاقة تلتقي فيها المتغيرات المقاسة على تعددها الظاهري التي تستهدف قياس مفهوم معين (كأن تكون هذه المتغيرات المقاسة فقرات مقياس الطموح، أو العزلة الاجتماعية، أو قلق الامتحان إلى غير ذلك)، وحينئذ يمكن القول بأن المتغير الكامن الذي يفسر التباين أو القاسم المشترك من العلاقة بين المتغيرات المقاسة على تعددها يتجلى في عامل واحد عام. وقد توجد أكثر من مساحة واحدة تمثل تجمعات المتغيرات المختلفة المقاسة، أي اشتراك كل مجموعة في طبيعة العلاقة التي تجمع بينها، أو في المعلومات التي تنطوي عليها (وبتعبير فني تشترك في التباين الذي هو المادة الخام لدراسة العلاقات)، وحينئذ يمكن القول أن المتغيرات المقاسة على تعددها يحددها أو يفسرها أو يمثلها عاملان أو عدد معين من العوامل. أي أن كل عامل يمثل تركيبة من الدلالة أو العلاقة (أي التباين) التي تشكل البنية التحتية لجملة من المتغيرات الظاهرة المقاسة، أو تشكل القاعدة المشتركة فيما بينها.

وينقسم التحليل العاملي إجمالا إلى تحليل عاملي استكشافي وتحليل عاملي توكيدي Confirmatory Factor Analysis . ففي التحليل العاملي التوكيدي، والذي سنتناوله في الفصول القادمة، يفترض الباحث قبل استعماله بنية عاملية، نموذجا تصوريا نظريا يوضح هذه البنية العاملية لمفهوم معين أو موضوع معين. معنى ذلك أن الباحث يفترض سلفا قبل إجراء التحليل العاملي عدد العوامل التي تكون مفهوما معينا، ويفترض هل ترتبط هذه العوامل فيما بينها بما في ذلك طبيعة ارتباطاتها، أم هي عوامل مستقلة غير مرتبطة. كما يبين الباحث المؤشرات أو المتغيرات المقاسة التي تتشبع على كل عامل دون غيرها من العوامل. أي ينظر لنمط العلاقات التي تربط بين المؤشرات أو المتغيرات المقاسة والعوامل، بحيث يحدد لكل عامل المتغيرات المقاسة أو المؤشرات التي تتشبع عليه دون غيره من العوامل. كما يوضح أيضا قبل التحليل العاملي أخطاء القياس لكل متغير مقاس أو ظاهري، وقد يفترض ارتباط أخطاء القياس للمتغيرات المقاسة التي تنتمي لعامل معين أو التي تنتمي لعاملين مختلفين.

أما في التحليل العاملي الاستكشافي فلا يفترض الباحث بنية عاملية معينة، وإنما سيكتشف هذه البنية العاملية بعد الانتهاء من إجراء التحليل العاملي، ولذلك سمي بالتحليل العاملي الاستكشافي. ونستنتج مما تقدم أن التحليل العاملي التوكيدي يتبنى منهجا اختباريا توكيديا لأنه ينطلق من نموذج نظري عاملي، ويستعمل التحليل العاملي التوكيدي ليعينه على إثبات صحة النموذج (دعم النموذج وتوكيد صحته) وذلك للتثبت أو التأكد من مدى مطابقة النموذج للبيانات. أما التحليل العاملي الاستكشافي فلا يستهدف التثبت أو التأكد من صحة النموذج المفترض سلفا، وإنما يسعى إلى اكتشاف البنية العاملية (عدد العوامل، وطبيعتها، أو نوع الفقرات التي تتشبع على كل عامل) بعد إجراء التحليل العاملي.

وسنركز في هذا الفصل على دراسة التحليل العاملي الاستكشافي، وسنتطرق إلى مراحل إنجازه أو خطواته حتى يتسنى توضيحه توضيحا إجرائيا.

خطوات إجراء التحليل العاملي الاستكشافي

سنشرح هذه الخطوات بطريقة تمكننا من التركيز على بعض الإشكالات النظرية، وكذلك لتوضيح بعض الإجراءات العملية. والخطوات التي تتكرر عبر المراجع التي عالجت التحليل العاملي الاستكشافي تتمثل فيما يلي:

أولا: تحليل مصفوفة الارتباطات بين المتغيرات المقاسة.

ثانيا: طريقة استخراج أو اشتقاق العوامل.

ثالثا: طرق التدوير بغية الحصول على عوامل ذات معنى، أو لتيسير عملية تأويل العوامل.

رابعا: حساب الدرجات العاملية لكل فرد، أي درجة كل فرد على كل عامل من العوامل المستخرجة.

وسنعمل على شرح بعض الافتراضات التي يتطلبها التحليل العاملي، كطبيعة توزيع درجات المتغيرات المقاسة، ومستوى قياسها، وحجم العينة، ثم ننتقل إلى اختبار مدى صلاحية البيانات (مصفوفة الارتباطات) لإجراء التحليل العاملي عليها، وهذه الخطوة غالبا ما يهملها الباحثون والدارسون في استعمالهم للتحليل العاملي

الاستكشافي. وعقب الاطمئنان بأن البيانات مناسبة للتحليل العاملي، ننتقل إلى طرق التحليل العاملي الاستكشافي في معالجة البيانات لاستخراج العوامل. وسنتناول في هذا السياق محكّات تحديد عدد العوامل المستخرجة، ثم ننتقل إلى مرحلة تأويل العوامل المستخرجة باللجوء إلى طرق التدوير Rotation Method بما في ذلك التدوير المتعامد Orthogonal Rotation والتدوير المائل Oblique Rotation . وعقب شرح هذه الخطوات، سنتبعها بمثال ينطوي على شرح تفصيلي لكل خطوة.

اولا: حجم العينة، مستويات القياس، وتوزيع الدرجات

التحليل العاملي من الطرق الإحصائية التي تتطلب عينة كبيرة. غير أن هذا المبدأ ـ رغم حيازته على موافقة المتخصصين ـ يبقى مع ذلك غامضا ويحتاج إلى تفاصيل عملية لتوضيحه. وتجدر الإشارة إلى أن المتخصصين اختلفوا اختلافا كبيرا في التفاصيل. فبعض المراجع تنصح أن تكون النسبة بين عدد الأفراد إلى عدد الفقرات لا تقل عن 5 أفراد لكل متغير. وبأن العينة التي حجمها 100 فرد تعتبر مقبولة، وإن كان يفضل أن تكون العينة الإجمالية 200 فرد فأكثر. كما أن بعض المراجع توصي باستعمال نسبة 10 إلى 1 (10 أفراد لكل متغير مقاس) أو 15 فردا لكل متغير (Hair, et al.; 199).

وتوجد دراسات عديدة قائمة على المضاهاة الإحصائية، ومنها الدراسة التي أجراها "جاداجنولي" و"فيليسر" (Guadagnoli & Velicer, 1988) التي تفيد بأن العوامل الحاسمة التي تحدد ثبات ودقة العوامل المستخرجة تتمثل من جهة في حجم القيم المطلقة لتشبعات المتغيرات المقاسة على العوامل المستخرجة. وتتمثل من جهة أخرى في الحجم المطلق للعينة (الذي لا يقوم على التناسب بين عدد الأفراد لكل متغير). يليهما في الأهمية عدد المتغيرات التي تتشبع على كل عامل.

وبناء على النتائج التي توصلا إليها اقترحا ما يلي:

1. أي عامل ينطوي على ثلاث تشبعات أو أكثر بحيث إن كل تشبع لا يقل عن (0.80) يكون مستقرا وثابتا بغض النظر عن حجم العينة.

2. عندما تتشبع على كل عامل أربعة متغيرات فأكثر بحيث لا تقل القيمة المطلقة لكل تشبع عن (0.60)، فإن هذه العوامل تعتبر عوامل ثابتة ومستقرة (دقيقة) بغض النظر عن حجم العينة.
3. العوامل التي تحتوي على عشرة تشبعات أو أكثر صغيرة نسبيا (0.40)، تتسم بالاستقرار والثبات شريطة ألا يقل حجم العينة عن 150 فردا.
4. العوامل التي يتشبع عليها عدد قليل من المتغيرات بحيث أن تشبعاتها صغيرة نسبيا، لا تؤخذ في الاعتبار ما لم يتجاوز حجم العينة 300 فردا.

وتلتقي نتائج عديد من دراسات المضاهاة التي أوردها "هبنج" (Habing, 2003) و"فيلد" (Field, 2000) عند الفكرة الهامة التي مفادها أن المحكين الجوهريين اللذين يحددان مدى استقرار العوامل المستخرجة وثباتها ودقتها هما **حجم العينة المطلق، وحجم التشبعات المطلقة** (بغض النظر هل هي موجبة أم سالبة). فكلما ازداد عدد التشبعات المرتفعة، وكلما ازداد ارتفاع هذه التشبعات على العامل، احتفظت العوامل بثباتها واستقرارها عند انخفاض حجم العينة.

كما انتهت دراسة حديثة أوردها "فيلد" في مؤلفه السابق إلى الخلاصة التي مفادها بأنه كلما انخفضت قيم الشيوع communalities تزداد أهمية اتساع حجم العينة. وقيم الشيوع تعتبر امتدادا لأحجام قيم التشبعات. فقيمة شيوع متغير معين تتمثل في مجموع مربعات تشبعات هذا المتغير على العوامل المستخرجة. وبالتالي تدل على نسبة تباين هذا المتغير الذي تفسره العوامل المشتركة المستخرجة. فإذا كانت قيم الشيوع مرتفعة دل ذلك على تمكن العوامل المشتركة المستخرجة من تمثيل معظم تباين المتغير، وتمثيلها لتباين المتغيرات يجعلها أكثر استقرارا وثباتا. وبالتالي، إذا كانت قيم الشيوع غير مرتفعة، فيلجأ إلى التعويض عن ذلك بتوسيع حجم العينة.

وتوفر حزمة SPSS طريقة مناسبة للتأكد من كفاية حجم العينة تتمثل في اختبار كيزر-مير- اولكين (Kaiser-Meyer-Olkin (KMO-test) لكفاية العينة. وتعتبر العينة مناسبة حجما إذا كانت قيمة اختبار KMO-test أكبر من (0.5).

علاوة على ذلك، فإن الحزمة تحسب ما يدعى المصفوفة الصورية Anti-image matrix لقيم التغاير والارتباطات (وسيأتي شرحها لاحقا). ويجب أن تكون قيم جميع العناصر القطرية لهذه المصفوفة أكبر من 0.5 لكي تكون العينة مناسبة حجما.

هذا بالنسبة لحجم العينة، أما بالنسبة لطبيعة المتغيرات المقاسة فينبغي أن تكون متصلة، أي فئوية أو فترية interval على الأقل. وأن تتوزع درجاتها توزيعا معتدلا، غير أن التحليل العاملي يتميز بالمناعة عند عدم التحقق الجزئي لهذا الشرط، أي لا تتأثر نتائج التحليل العاملي عندما يحيد توزيع البيانات نسبيا عن التوزيع المعتدل.

ثانيا: التحقق من توفر مصفوفة الارتباطات على الخصائص التي تجعلها قابلة للتحليل العاملي

ينطلق التحليل العاملي كما سبق أن نوهنا إلى ذلك من مصفوفة الارتباطات بين المتغيرات المقاسة. وليس كل مصفوفة ارتباط تكون قابلة للتحليل العاملي، ولذلك قبل البدء في استخراج العوامل ينبغي التأكد من توفرها على المواصفات التالية:

1. **ينبغي أن تكون جل معاملات الارتباط في المصفوفة أكبر من (0.30).** فإذا انطوت مصفوفة الارتباطات على متغير لا يرتبط بالمتغيرات الأخرى، أو لا يرتبط بمعظمها (معاملات ارتباطه بالمتغيرات الأخرى في المصفوفة منخفضة أو ضعيفة)، فيمكن حذفه من المصفوفة قبل إجراء التحليل العاملي.

وقد تبرز مشكلة معاكسة لما سبق عند معاينة مصفوفة الارتباطات. فقد توجد متغيرات ترتبط ارتباطا مرتفعا جدا ببقية أو جل المتغيرات الأخرى (معامل الارتباط بجل المتغيرات الأخرى أكبر من 0.9)، مما يتعذر معه تقدير نسبة التباين التي تساهم بها المتغيرات المترابطة ارتباطا مرتفعا في تشكيل العوامل المستخرجة. ويمكن حذف المتغير الذي يبدي ارتباطات مبالغ فيها ببقية المتغيرات الأخرى؛ وذلك قبل إخضاع مصفوفة الارتباطات للتحليل العاملي.

2. **يجب أن تكون القيمة المطلقة لمحدد[1] determinant مصفوفة الارتباطات أكبر من (0.00001)**، وإلا دل ذلك على وجود اعتماد خطي linear dependency بين الصفوف أو بين الأعمدة للمصفوفة، أو وجود ارتباطات مرتفعة غير حقيقية بين بعض المتغيرات Multicollinearity . وبتعبير آخر يجب ألا تكون القيمة المطلقة لمحدد مصفوفة الارتباطات تساوي الصفر تماما.

ففي حالة المصفوفات الارتباطية، إذا كان المحدد يساوي صفرا تماما، دل ذلك على أن المصفوفة هي من النوع المنفرد singular matrix. وتدل هذه المصفوفة على وجود مشكلة الاعتماد الخطي لبعض المتغيرات. أي أن عمود أو أعمدة في مصفوفة الارتباطات يمكن اشتقاقها من الأعمدة الأخرى (مثلا ضرب عمود بعدد ثابت)، أو عن طريق الدمج الخطي لبعض الأعمدة (عن طريق الإضافة أو الطرح). ومن أمثلة المصفوفات التي تنطوي على اعتماد خطي المصفوفة التي تدل بعض أعمدتها على فقرات المقياس وبعضها الآخر على مجموع درجات فقرات محاور المقاييس، أو يدل صف آخر على مجموع الدرجات على مستوى المقياس. ومن العوامل التي تسبب هذا الاعتماد تداخل فقرات المقياس وتشابهها الكبير، أو

---

(1) والمحدد يحدد ما إذا كانت المصفوفة المربعة square matrix (التي عدد صفوفها يساوي عدد أعمدتها) لها مقلوب المصفوفة inverse . ومثل ما نضرب أي رقم وليكن 5 في مقلوبه (أي 1/5 أويكتب أيضا بالصورة الآتية 15-) تكون النتيجة الواحد الصحيح (أي 1× 5/1 =1 أو 1×15-=1)، كذلك فإن مقلوب مصفوفة الارتباطات R يرمز لها كالتالي R-1 بحيث أن ضرب مصفوفة الارتباط في مقلوبها يساوي مصفوفة الوحدة Identity matrix التي يرمز لها بحرف I (R× R-1= I). ومصفوفة الوحدة هي مصفوفة مربعة تحتوي في خلاياها القطرية على قيم الواحد، وعلى الأصفار في الخلايا غير القطرية. وتدل على الغياب التام للارتباطات بين المتغيرات. وبالتالي مواصلة التحليل العاملي لا يفيد، لأنه سيتم استخراج عدد العوامل بقدر عدد المتغيرات، الأمر الذي يخالف الغرض من استعمال التحليل لعاملي.

وليس كل المصفوفات المربعة لها مقلوب، ولمعرفة هل المصفوفة المربعة لها مقلوب فلا بد من حساب محددها. فإذا كان المحدد يساوي صفرا فمعنى ذلك أنه لا تتوفر المصفوفة على مقلوب، ولا تجرى العمليات الرياضية عليها. وتدعى المصفوفة التي ليس لها مقلوب بالمصفوفة المنفردة Singular matrix .

اشتقاق مقاييس فرعية (أعمدة في المصفوفة) من نفس المفردات أو الأسئلة أو العبارات.

3. **ينبغي أن تكون مصفوفة معاملات الارتباط مختلفة عن مصفوفة الوحدة Singular matrix**. وللتأكد من أن مصفوفة معاملات الارتباط ليست مصفوفة الوحدة نستعمل اختبار برتليت Bartlett's test of Sphericity الذي يجب أن يكون دالا إحصائيا. ومصفوفة الوحدة هي المصفوفة التي تكون فيها قيم عناصر الخلايا القطرية الرئيسية مساوية للواحد الصحيح، في حين أن قيم الخلايا غير القطرية لكافة المصفوفة تساوي صفرا.

واختبار "بارتليت" يختبر الفرضية الصفرية التي مفادها أن جميع معاملات الارتباط في المصفوفة تختلف عن الصفر، أي مصفوفة الوحدة. فإذا كانت قيمة اختبار "بارتليت" دالة إحصائيا، نرفض الفرضية الصفرية التي تدل على خلو المصفوفة من الارتباطات الدالة لصالح الفرضية البديلة بأن ارتباطات المصفوفة في المجتمع تختلف عن الصفر. أي أنها ليست مصفوفة وحدة.

يوضح "ماكدونالد" (McDonald, 1989) أهمية التأكد من أن مصفوفة الارتباطات بأنها ليست مصفوفة وحدة بمثال مقنع. اشتق ماكدونالد باستعمال أعداد عشوائية التي تخلو من أية علاقة ارتباطية مصفوفة ارتباطات من عشرة صفوف وعشرة أعمدة. ثم أخضع المصفوفة للتحليل العاملي باستعمال طريقة المكونات الأساسية، وباستعمال محك القيمة المميزة أو الجذر الكامن Eigen value/ latent root الأكبر من الواحد الصحيح، استطاع أن يستخرج خمسة عوامل أو مكونات. فعلى الرغم من أن البيانات عشوائية أو شتات من القيم لا تلتقي عند متغيرات، ولا تشترك في شيء، أمكن استخراج بنية عاملية لكنها تخلو تماما من المعنى والدلالة النظرية. وكان من الممكن تلافي هذا الوضع الغريب عندما نعرف سلفا، وقبل القيام بالتحليل العاملي، بأن المصفوفة تساوي مصفوفة الوحدة باستعمال اختبار بارتليت.

غير أن اختبار بارتليت يتأثر بحجم العينة. فعند اتساع حجم العينة ـ وهو الوضع المألوف في التحليل العاملي حيث يشترط أن تكون العينة كافية ـ فإن الفرض الصفري يمكن رفضه حتى ولو كانت قيمة اختبار بارتليت منخفضة كثيرا. أي يكاد يسفر هذا الاختبار عن النتيجة التي مفادها أن مصفوفة الارتباطات تختلف حقيقة عن الصفر(ليست مصفوفة وحدة) حتى في حالة تدني قيمة هذا الاختبار نتيجة لكبر حجم العينة. ونتيجة لهذه المشكلة، يوصى باستعمال اختبار بارتليت للدلالة على أن المصفوفة الارتباطية تتوفر على الحد الأدنى من الارتباطات التي تجعلها قابلة للتحليل العاملي. فإذا لم نتمكن من رفض الفرضية الصفرية بأن المصفوفة الارتباطية هي مصفوفة وحدة، فيجب التوقف عن متابعة تطبيق التحليل العاملي على المصفوفة الارتباطية. أما إذا تمكنا من رفض الفرضية الصفرية باستعمال اختبار بارتليت، بمعنى أن مصفوفة الارتباطات ليست مصفوفة وحدة، فلا ينبغي أن تتخذ هذه النتيجة الإيجابية لاختبار بارتليت كدليل كاف على ملاءمة مستوى ارتباطات المصفوفة، بل يجب أن تعزز باختبارات أخرى عن صلاحية مصفوفة الارتباطات للتحليل العاملي.

4. **معاملات الارتباط الجزئية ينبغي أن تكون منخفضة**، وأن يكون مقياس كيزر- ماير- أولكين Kaiser-Meyer-Olkin (KMO-test) ومقياس كفاية المعاينة وملاءمتها لكل متغير Measures of Sampling Adequacy(MSA-test) لا يقلان عن قيمة (0.5).

ومن المؤشرات الأخرى التي تدل على كفاية معاملات الارتباط معاملات الارتباط الجزئية. ففي وجود قاسم مشترك من التباين بين المتغيرات، أو عند اشتراك المتغيرات في العوامل، فإن معاملات الارتباط الجزئية بين كل متغيرين تنخفض أو تتقلص عند حذف العلاقة الخطية (التركيبة الخطية العلائقية أو الارتباطية) لكافة المتغيرات الأخرى الباقية منهما. وبتعبير آخر، فإن معاملات الارتباط تقدر الارتباطات بين التباين الخاص أو المنفرد (الأجزاء غير المشتركة) بين المتغيرات، فإذا كانت مصفوفة الارتباطات تنطوي على مساحات مشتركة من التباين أو الدلالة بين المتغيرات، أي على عوامل كامنة تشترك في كل منها عدد من المتغيرات، فيجب أن

يكون معامل الارتباط الجزئي صغيرا. أما إذا كان معامل الارتباط الجزئي مرتفعا، فأن ذلك يدل على غياب عوامل تشترك فيها كل مجموعة من المتغيرات، وبالتالي فإن إجراء التحليل العاملي على مصفوفة الارتباطات يكون غير مناسب.

وتوفر الحزم الإحصائية كحزمة SPSS مصفوفة معاملات الارتباط الجزئية السالبة Anti-image correlation matrix التي تنطوي على معاملات الارتباط الجزئية السالبة بين المتغيرات. وبعض الحزم كحزمة BMDP توفر مباشرة مصفوفة معاملات الارتباط الجزئية. وفي كلتا الحالتين، فإن معاملات الارتباط الجزئية (العادية أوالسالبة anti-image correlations) المرتفعة تدل على أن مصفوفة الارتباطات بين المتغيرات لا تصلح لإجراء التحليل العاملي عليها.

غير أنه يوجد مقياس آخر يستهدف قياس درجة علاقات الارتباطات بين المتغيرات على مستوى المصفوفة ككل ويدعى مقياس كيزر- ماير- أولكين Kaiser-Mayer-Olkin (KMO) لتقدير ملاءمة المعاينة أو كفايتها. وهو مؤشر لتقدير حجم معاملات لارتباط للمتغيرات الملاحظة بالنسبة لحجم معاملات الارتباط الجزئية. ومعادلته كما يلي:

$$\text{Kaiser} - \text{Mayer} - \text{Olkin (KMO)} = \frac{\sum (\text{corralations})^2}{\sum (\text{corralations})^2 + \sum \text{partial correlations})^2}$$

أي أن مقياس كيزر–ماير– أولكين=

∑ (معامل الارتباط البينية لكافة المتغيرات)^2
────────────
∑ (معامل الارتباط البينية الجزئية لكافة المتغيرات)^2 + ∑ (معامل الارتباط البينية لكافة المتغيرات)^2

فإذا كان مجموع مربعات معاملات الارتباط الجزئية صغيرا مقارنة بمجموع مربعات معاملات الارتباط، فإن قيمة البسط وقيمة المقام تقتربان أو تتساويان، وبالتالي فإن مقياس KMO يقترب أو يساوي الواحد.

إن مجال مقياس KMO يتراوح من الصفر إلى الواحد الصحيح، بحيث يدل الصفر أو القيم الصغيرة لهذا المؤشر على أن مجموع مربعات معاملات الارتباط بين المتغيرات أصغر بالنسبة لمجموع مربعات معاملات الارتباط الجزئية. ويكون التحليل

العاملي غير مناسب. وإذا اقتربت من الواحد الصحيح دل ذلك على وجود عامل أو عوامل تلتقي عندها تباين المتغيرات المقاسة، أي توجد مساحات من التباين المشترك (اشتراك في العلاقات أو الدلالة) بين المتغيرات. وبالتالي فمصفوفة الارتباطات صالحة للتحليل لعاملي.

ويقترح كيزر (Kaiser, 1974) قبول قيم هذا المؤشر التي لا تقل عن 0.5 واضعا المحكات التالية للحكم على مستوى ملاءمة المعاينة، القيم التي تتراوح من 0.05 إلى 0.7 تدل على مستوى KMO لمدى ملاءمة المعاينة لا بأس به، والقيم التي تتراوح من 0.7 إلى 0.8 تدل على مستوى جيد، والقيم التي تتراوح من 0.8 إلى 0.9 تدل على مستوى متميز، والقيم التي تتعدى 0.9 تدل على مستوى جدير بالتقدير والثناء.

وعلى خلاف KMO الذي يقدر المستوى الكلي لكفاءة التعيين، يمكن أيضا تقدير كفاءة التعيين على مستوى كل متغير، ويعرف هذا المؤشر التفصيلي لكفاءة التعيين بالحروف المختصرة التالية: MSA (وتتألف من الحروف الأولى للتعبير الأجنبي: Measures of Sampling Adequacy أي مقاييس كفاءة التعيين). ومعادلته تشابه معادلة KMO ماعدا أنها تركز على ارتباط متغير معين بكل متغير من المتغيرات الأخرى، وعلى الارتباط الجزئي لهذا المتغير بباقي المتغيرات الأخرى. وتبدوا المعادلة كما يلي:

المقياس التفصيلي لكفاءة المعاينة لمتغير معين
Measures of Sampling = MSA : Adequacy =

∑ (الارتباطات البينية بين متغير معين بالمتغيرات الأخرى)^2
────────────
∑ (معامل الارتباط الجزئية)^2 + ∑ (الارتباطات البينية بين متغير معين بالمتغيرات الأخرى)^2

إن مقياس كفاءة المعاينة لمتغير معين MSA يدل على أن مستوى الارتباط بين كل متغير بالمتغيرات الأخرى في مصفوفة الارتباط كاف لإجراء التحليل العاملي. وتوفر جل الحزم الإحصائية هذا المقياس، فمثلا نجد أن حزمة SPSS ترصدها في الخلايا القطرية لمصفوفة معاملات الارتباط الجزئية.

ينبغي ألا يقل معامل MSA لكل متغير عن 0.5؛ وتستعمل ذات المحكات التي اقترحها كيزر، والتي تطرقنا إليها عند معالجة مقياس KMO .

لكن ماذا لو ظهرت بعض معاملات MSA منخفضة (دون 0.5) لبعض الفقرات ومعاملات الارتباط السالبة لهذه الفقرات مرتفعة؟ إن معاملات MSA المنخفضة التي تقل قيمتها عن 0.5 لعدد من المتغيرات، وفي ذات الوقت تكون معاملات الارتباط الجزئية لها مرتفعة، توحي بغياب عامل كامن الذي يلخص العلاقات بين هذه المتغيرات، أو يمثل الأرضية المشتركة لها. ولمعالجة هذه المشكلة، يجب أن يحدد الباحث المتغيرات التي لها معاملات MSA منخفضة ليقوم بحذفها من مصفوفة الارتباطات، ثم يجري اختبارات جديدة لها ليتأكد من أن معاملات MSA لكل متغير غير منخفظة، أي لا تقل عن الحد الأدنى الذي يساوي 0.5 . غير أنه إذا لم يوفق في الحصول على معامل KMO وعلى معاملات MSA مقبولة، فيمكن أن ينتقل إلى توسيع العينة، أو يعيد النظر في ما إذا كان التحليل العاملي مناسبا أو غير مناسب لتحليل بياناته.

ولعلنا نحتاج الآن ـ وعند هذا المستوى من الشرح ـ إلى تلخيص آلية تقويم مدى صلاحية مصفوفة الارتباطات للتحليل العاملي الاستكشافي:

1. أغلب معاملات الارتباطات ينبغي أن تتعدى 0.30 ودالة؛ وإن كانت الدلالة الإحصائية لا يعوّل عليها كثيرا.
2. يجب أن تكون القيمة المطلقة لمحدد مصفوفة الارتباطات أكبر من (0.00001)، فإذا كانت أكبر من هذه القيمة دل ذلك على عدم وجود ارتباطات مرتفعة جدا أو عدم وجود اعتماد خطي بين المتغيرات (تكرار واستنساخ للمعلومات التي يشارك بها كل متغير).
3. ينبغي أن يكون اختبار برتليت Bartlett's test of sphericity دالا إحصائيا. ويفيد عندما يكون دالا إحصائيا (ألفا دون 0.5) بأن مصفوفة الارتباطات ليست مصفوفة الوحدة (خالية من العلاقات) وإنما تتوفر على الحد الأدنى من العلاقات. لكن يجب التنبيه إلى أمر هام وهو إذا كان هذا الاختبار دالا فلا يعني

أن كافة الارتباطات ملائمة من حيث شدتها أو مستواها، بل يدل فقط على توفر الحد الأدنى من الارتباطات بين المتغيرات، ولذلك يجب أن يعزز باختبارات أخرى.

4. يجب أن يكون اختبار Kaiser-Mayer-Olkin (KMO) لكافة المصفوفة أعلى من 0.50 وفقا لمحكات كيزر. وهو مقياس عام لملاءمة التعيين، ويدل أيضا بأن الارتباطات عموما في المستوى. ويجب أيضا أن يكون مقياس Measures of Sampling Adequacy(MSA) لكل متغير (أو فقرة إذا كانت المتغيرات فقرات) أعلى من 0.5 مما يدل على أن مستوى الارتباط بين كل متغير بالمتغيرات الأخرى في مصفوفة الارتباطات كاف لإجراء التحليل العاملي.

طرق استخراج العوامل

بعد اختبار صلاحية مصفوفة الارتباط للتحليل العاملي، تأتي خطوة تطبيق إحدى طرق التحليل العاملي للكشف عن البنية العاملية الكامنة التي تلخص العلاقات الارتباطية البينية العديدة بين المتغيرات المقاسة. غير أنه عند تطبيق طريقة من طرق التحليل العاملي الاستكشافي تظهر إشكاليتان تتطلبان بعض المعالجة والتوضيح وهما:

أولا: إشكالية انتقاء طريقة التحليل العاملي المناسبة.

ثانيا: إشكالية تحديد المحكات المناسبة التي تعين على تحديد العدد المناسب من العوامل التي يتعين استخراجها عند استعمال طريقة التحليل العاملي المناسبة.

وفيما يلي سنلقي الضوء على كلتا الإشكالية متوخين التبسيط قدر الإمكان مع تلافي السقوط في الابتذال.

أولا: طرق استخراج العوامل القائمة على التباين المشترك أو العوامل المشتركة Common Factor في مقابل طريقة التحليل إلى المكونات Component analysis التي تحتفظ بكافة التباين للمتغير المقاس:

يوجد نوعان من طرق التحليل العاملي: طريقة التحليل العاملي القائمة على المكونات والمتمثلة في طريقة التحليل إلى المكونات الأساسية Principal Component

Analysis، وزمرة الطرق المختلفة الأخرى التي تقوم كلها على التباين المشترك common variance factors وتدعى اختصارا Common Factors.

ولمعرفة الفرق بين التحليل إلى المكونات الأساسية، والمجموعة الأخرى القائمة على التباين المشترك، من الضروري أن نوضح بعض المصطلحات التي تتمثل في التباين المشترك Common Variance، والتباين الفريد أو الوحيد Unique Variance، والتباين الخاص Specific Variance، وتباين الخطأ Error Variance.

إن المادة الخام التي يحللها الإحصاء لقياس العلاقات اختلاف الدرجات وتفاوتها (وبتعبير فني تباين الدرجات)، وأن المتغيرات المقاسة التي نحللها (كأن تكون فقرات استبيان مثلا) تنطوي على قدر من التباين، وأقصى قدر من التباين الذي يؤلف المتغير أو فقرة يساوي الواحد الصحيح، لأن الدرجات الخام للفقرات أو المتغيرات مهما كانت طبيعتها تحول في التحليل العاملي الاستكشافي إلى درجات معيارية بمتوسط صفر وانحراف معياري واحد، والتباين الذي تحتوي عليه الفقرة أو المتغير الواحد هو مربع الانحراف المعياري، وبالتالي فأقصى تباين الذي يتألف منه المتغير أو تتألف منه الفقرة هو الواحد الصحيح. ولذلك يفترض في كل متغير مقاس أن يحتوي على مقدار التباين الذي يساوي الواحد الصحيح.

ويقسم هذا التباين العام الذي يؤلّف المتغيرات (أي الواحد الصحيح) التي ندرسها إلى نوعين:

1. **التباين المشترك Common Variance**: ويمثل المساحة المشتركة أو القاسم المشترك بين الفقرات أو المتغيرات، أو مقدار (نسبة) التباين التي تشترك فيه مجموعة من الفقرات أو المتغيرات المقاسة.
2. **التباين الفريد Unique Variance**: وهو التباين الذي لا يشترك فيه المتغير أو الفقرة مع المتغيرات أو الفقرات الأخرى، أي بواقي التباين بعد حذف التباين المشترك من التباين الكلي للمتغير المقاس الذي يساوي الواحد الصحيح. وينقسم بدوره إلى نوعين:

أ. التباين الخاص Specific Variance (بالفقرة أو المتغير): وهو التباين* الذي تنفرد به الفقرة (أو المتغير)، ويشكل هويتها ويميزها عن باقي الفقرات أو المتغيرات.

ب. تباين الخطأ Error Variance أو خطأ القياس: وهو مستقل عن التباين الخاص، وعرضة للتذبذب وعدم الانتظام. ويقدر حجمه باستعمال الثبات Reliability ولاسيما معامل ألفا للاتساق الداخلي Cronbach's Alpha for internal consistency.

الآن نستطيع أن نميز بوضوح بين طرق استخراج (حساب) العوامل على أساس نوع التباين المستعمل في المتغيرات أو الفقرات: هل تستعمل التباين الكلي للمتغير أم تستعمل التباين المشترك ونهمل التباين الفريد (التباين الخاص وتباين الخطأ). وبالتالي يوجد صنفان:

1. **طريقة المكونات الأساسية أو الرئيسية** Principal Components Analysis(PCA) وتستعمل التباين الكلي بما في ذلك التباين الخاص وتباين الخطأ.
2. **طرق تحليل التباين المشترك** Common Factor Analysis(CFA) وتستعمل التباين المشترك في التحليل، أي تصفي الفقرات أو المتغيرات من تباين الخطأ والتباين الخاص. ومن أمثلتها:

أ. طريقة المحاور الأساسية Principal Axis Factoring

ب. طريقة الاحتمال الأقصىMaximum Likelihood

ج. طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة Unweighted Least Squares وغيرها.

إن طريقة المكونات الأساسية تقوم على كل التباين الذي يؤلف المتغيرات المقاسة، سواء أكان هذا التباين مشتركا، أم كان تباينا فريدا غير مشترك بنوعيه التباين الخاص وتباين الخطأ. وبالتالي عند استعمال طريقة المكونات الأساسية يفترض في المتغيرات المقاسة ألا تنطوي على نسبة قليلة جدا من التباين الفريد، أي نسبة ضئيلة

من التباين الخاص وتباين الخطأ، وبتعبير آخر أن جل التباين (إن لم يكن كله) الذي يؤلف المتغيرات المقاسة هو من نوع التباين المشترك. غير أن هذا الافتراض يصعب التحقق منه، بل ويندر تحققه. ولذلك فإن طريقة المكونات الأساسية لا تصلح للكشف عن البنية العاملية ذات الدلالة النظرية التي تعكس المتغيرات المقاسة وتمثلها. ولذلك يفضل أن يقتصر استعمالها في اختزال المتغيرات المقاسة العديدة إلى عدد قليل من المتغيرات الكامنة (Hair; et al., 1998).

تنطلق طريقة التحليل إلى المكونات الرئيسية ـ شأنها في ذلك شأن طرق التحليل العاملي الأخرى ـ من تحليل مصفوفة الارتباطات بين المتغيرات، أو بين جميع الفقرات المكونة للمقياس، للكشف عن المجموعات التي ترتبط عناصرها أو فقراتها ارتباطا عاليا. فيشرع أسلوب المكونات الأساسية في استخراج المجموعة ذات الارتباط المرتفع بين فقراتها بحيث يكوّن من هذه الفقرات (المتغيرات) تشكلة أو تركيبة خطية linear combination لتحقيق أقصى مجموع ممكن لمربعات الارتباطات بين هذه التشكيلة أو التركيبة الخطية وبين الفقرات الأصلية. أو بتعبير آخر، للتوصل إلى تحديد أوزان للمتغيرات الأصلية لتحقيق تركيبة خطية من المتغيرات بأوزانها تفسر أقصى نسبة من تباين متغيرات المقياس أو فقراته (تشتق أقصى قدر من المعلومات الموجودة في البيانات الأصلية). وتدعى هذه التركيبة الخطية الكامنة (البنية التحتية) التي تمثل أقصى تباين في فقرات المقياس بالعامل، ومعاملات الارتباط بين هذه البنية الخطية وبين الفقرات الأصلية تدعى بالتشبعات Loadings.

وعقب استخراج العامل الأول بهذه الطريقة، يستخرج العامل الثاني وذلك بتكوين أفضل تشكيلة خطية ثانية من المتغيرات بأوزان أخرى من التشكيلات الخطية العديدة الممكنة تفسر أقصى نسبة من التباين الباقي عند استخراج العامل الأول (بواقي التباين أو بواقي المعلومات في البيانات الأصلية التي لم يقو العامل الأول على تفسيرها أو تمثيلها). أي أن العامل الثاني مستقل عن العامل الأول بحيث ما يمثله من تباين في المقياس (المعلومات التي يمثلها) ليس تكرارا أو استنساخا للتباين الذي يمثله العامل الأول وذلك لعدم ارتباطهما. ويمثل العامل الثاني أفضل تشكيلة خطية لأوزان المتغيرات أو الفقرات الأصلية بعد التشكيلة الخطية التي يمثلها العامل الأول

لكونها تحقق أقصى مجموع مربع ارتباط بالفقرات الأصلية، أي أعلى قيمة مميّزة أو جذر كامن eigenvalue. وتدل القيمة المميزة على المساحة المشتركة (نسبة التباين المشترك) بين العامل وبين الفقرات. ويسهل فهمه عندما نتصوره بأنه يدل على قوة العلاقة التي تربط العامل بعدد من فقرات المقياس.

نستخلص مما سبق أن أسلوب التحليل إلى المكونات الأساسية يستخرج عوامل متدرجة من حيث أهميتها بدءا بالعامل الأول ونزلا إلى العامل الأخير. إذ يتسم العامل الأول بتمثيل أكبر نسبة من التباين (يمثل أكبر قدر من المعلومات الموجودة في البيانات)، كما يحتوى على أعلى قيمة مميزة، أي أن علاقته بفقرات الاختبار التي يمثلها أقوى من علاقة العوامل الأخرى المستخرجة بفقرات المقياس التي يمثلها.

أما طرق التحليل القائمة على التباين العام فتتفق مع طريقة المكونات الأساسية في أن العوامل الأولية المستخرجة تكون مستقلة غير مرتبطة فيما بينها. غير أنها تختلف عن طريقة المكونات الأساسية في أنها تشتق العوامل من توظيف التباين المشترك مستبعدة التباين الفريد، أي مخلصة العوامل التي تستخرجها من تباين خطأ القياس أو الأخطاء العشوائية، وأيضا من التباين الخاص بكل متغير مقاس. وتوجد عدة طرق لاستخراج العوامل بالاعتماد على التباين المشترك لعل أهمها طريقة المحاور الأساسية[1] في التحليل العاملي Principal Axis Factoring وتعرف بالاختصار التالي: PAF، وطريقة الاحتمال الأقصى Maximum Likelihood Method.

غير أن المشكلة التي واجهت طرق استخراج العوامل القائمة على التباين المشترك تتمثل في آلية تحديد التباين المشترك أو قيمة الشيوع communalities التي تنطلق منها عملية استخراج العوامل، وهذه الآلية بالذات هي ضابط الفرق بين أنواع التحليل العاملي القائمة على التباين المشترك. اقترحت إذن عدة طرق لتقدير التباين المشترك أو قيم الشيوع الابتدائية والتي توضع في الخلايا القطرية للانطلاق في عملية استخراج العوامل. ولعل أهمها ما اقترحه جتمان (Guttman, 1956) بوضع قيم مربعات الارتباط (R^2) Multiple Correlation Correlation في الخلايا القطرية

(1) وتعرف أيضا بمسمى طريقة العوامل الأساسية Principal Factor Method.

لمصفوفة الارتباطات والتي تنتج عن حساب انحدار كل متغير مقاس (كل فقرة مثلا) على باقي المتغيرات المقاسة الأخرى (باقي الفقرات) في المصفوفة.

وتقوم طريقة المحاور الأساسية Principal Axis Factoring على التقدير الأولي للاشتراكيات أو قيم الشيوع في الخلايا القطرية لمصفوفة الارتباطات القائمة على مربعات معاملات الارتباط. وتشبه هذه الطريقة طريقة لمكونات الأساسية في آلية استخراج العوامل إذا تنطلق طريقة المحاور الأساسية من وضع قيم الشيوع الأولية التي هي معاملات الارتباط المتعدد في الخلايا القطرية للمصفوفة، ثم تقوم هذه الطريقة بتقدير قيم شيوع جديدة لتحل محل قيم الشيوع السابقة الأولية، وتستمر عملية تقدير قيم الشيوع الجديدة إلى أن يصل البرنامج إلى أقصى تقارب بين قيم الشيوع الجديدة وقيم الشيوع القديمة بحيث لا يتعدى هذا الفرق عند استعمال حزمة SPSS مقدار 0.001؛ ويعتبر هذا الفارق نقطة التلاقي أو التقارب convergence في عملية استخراج العوامل. وعندئذ، يتوقف البرنامج عن تقدير قيم شيوع أخرى، مزودا المستعمل بالعوامل المستخرجة مع تشبعات الفقرات أو المتغيرات المقاسة عليها عند تحقيق هذا المستوى من التقارب. وإذا تجاوز البرنامج عددا معينا من المحاولات iterations (العدد الافتراضي في حزمة SPSS 25 محاولة: Itrations25) بدون أن يحقق تقاربا بين قيم الشيوع الحالية والقبلية يساوي أو يقل عن 0.001، يتوقف البرنامج عن استخراج العوامل.

لقد سبق أن قلنا أن آلية استخراج العوامل بطريقة المحاور الأساسية هي ذاتها آلية استخراج العوامل بطريقة المكونات الأساسية، حيث تستخرج العوامل بالتدريج، وتكون مستقلة عن بعضها بعضا. وعليه، يستخرج العامل الأول الذي يجب أن يفسر أقصى تباين ممكن (أقصى قيمة مميزة eigenvalue أو نسبة التباين المفسر)، ثم ينتقل البرنامج إلى استخراج العامل الثاني شريطة أن يفسر هذا العامل أقصى تباين ممكن من بواقي التباين الذي تبقى في مصفوفة الارتباطات (البيانات) بعد استخراج العامل الأول. ولهذا السبب يكون العامل الثاني مستقلا تماما عن العامل الأول، لأنهما لا يفسران نفس التباين بل أحدهما (العامل الثاني) يفسر التباين الذي لم يفسره العامل الأول (أي يفسر بواقي التباين). وبتعبير آخر إن المعلومات التي تنطوي عليها

العلاقات الارتباطية بين المتغيرات، اضطلع العامل الأول بتمثيل القسم الأكبر منها، وبقي قسم آخر من المعلومات لم يقو العامل الأول على تفسيرها أو تمثيلها، فيقوم العامل الثاني من تمثيل الجزء الأكبر من قسم المعلومات المتبقية عن تفسير العامل الأول. ولذلك فالعاملان لا يشتركان في نفس المعلومات التي يقومان بتمثيلها وبالتالي فهما عاملان مستقلان. وعند كل عملية استخراج يتم المقارنة بين قيم الشيوع الحالية بقيم الشيوع السابقة، وينتهي البرنامج من عملية استخراج العامل اللاحق من بواقي تباين العامل السابق معتبرا أنه استخرج عددا كافيا من العوامل عند تحقيق تقارب بين قيم الشيوع الحالية والسابقة مباشرة بمقدار يقل عن (0010.).

وتجدر الإشارة إلى أن تشبعات الفقرات أو المتغيرات المقاسة على العوامل عند استعمال طريقة المحاور الأساسية تكون إجمالا أصغر من تشبعات الفقرات أو المتغيرات المقاسة على العامل لذات مصفوفة الارتباطات عند استعمال طريقة المكونات الأساسية.

وأيضا أن مصفوفة الارتباطات التي انطلق منها التحليل يمكن إعادة إنتاجها أو تكوين مصفوفة ارتباطات مساوية لها تماما (أي إعادة إنتاج نفس مصفوفة الارتباطات أو البيانات) عند استعمال المكونات الأساسية، لكن لا يتحقق ذلك عند استعمال طريقة المحاور الأساسية، وإنما تكون مصفوفة الارتباطات التي يتم تكوينها بناء على نتائج هذه الطريقة قريبة من مصفوفة الارتباطات الأصلية. وكلما كانت الفروقات (البواقي) ضئيلة بين المصفوفتين كلما دل ذلك على ارتفاع مستوى تمثيل العوامل المستخرجة للبيانات الأصلية.

والسبب في عجز طريقة المحاور الأساسية وجميع الطرق الأخرى القائمة على التباين المشترك أن طريقة المحاور الأساسية تستخرج العوامل باستعمال التباين المشترك فقط، وليس كافة التباين الموجود في المتغيرات المقاسة، أي بعد حذف التباين الفريد unique variance (التباين الخاص specific variance وتباين الخطأ error variance) من إجمالي التباين الذي يتألف منه المتغير المقاس، بحيث لا يبقى إلا التباين المشترك common variance. في حين أن طريقة المكونات الأساسية تستعمل كافة التباينات في المتغيرات، أي تستعمل التباين المشترك والتباين الفريد بما في ذلك التباين

الخاص وتباين الخطأ. ولذلك فاستخراج العوامل وبالتالي حساب التشبعات يقوم على كل هذه الأنواع من التباين (المشترك والخاص والخطأ)،وتكون في الغالب مرتفعة عن التشبعات التي يتم تقديرها باستعمال الطرق القائمة على التباين المشترك كما هو الشأن في طريقة المحاور الأساسية. غير أنه ينبغي عدم الخلط بين مستوى التشبعات وترتيبها على العامل، فإذا كان مستوى التشبعات عند استعمال طريقة المحاور الأساسية منخفضة إجمالا عن مستوى التشبعات عند استعمال طريقة المكونات الأساسية، فإن ترتيب هذه التشبعات من حيث مستواها على العامل الواحد لا يختلف بل يبقى متماثلا.

وفي النتائج، نجد أن قيم الشيوع communalities (التي تساوي مجموع مربعات تشبعات فقرة معينة أو متغير مقاس معين على المكونات أو العوامل المستخرجة، وهي تمثل نسبة التباين التي تفسرها العوامل المستخرجة في فقرة معينة أو في متغير مقاس معين) نجدها تساوي الواحد الصحيح عند استعمال طريقة المكونات الأساسية لأنها تستعمل كافة التباين الذي يقدر بالواحد الصحيح على مستوى الفقرة أو المتغير المقاس، في حين أن قيم الشيوع للفقرات أو المتغيرات المقاسة عند استعمال طريقة المحاور الأساسية تكون في الغالب أقل من الواحد الصحيح ، لأنه كما سبق أن أسلفنا أن هذه الطريقة تستعمل فقط قسم التباين الذي يتكون منه المتغير الذي هو مشترك مع تباين المتغيرات المقاسة الأخرى ويستبعد التباين الخاص وتباين الخطأ. فقد تكون قيم الشيوع تساوي 80. أو 60. أو 70. أو أي قيمة أخرى التي تكون بالضرورة أقل من الواحد، حيث يمثل الواحد الصحيح كل التباين الذي يتألف منه المتغير المقاس.

وتقرأ قيمة الشيوع لفقرة معينة في الاستبيان إذا كانت تساوي مثلا 60. بأن 60 بالمائة من التباين التي تشترك فيه هذه الفقرة مع بقية الفقرات الأخرى أمكن تفسيره عن طريقة العوامل المستخرجة (البنية العاملية أو عدد العوامل المستخرجة). فإذا كانت البنية العاملية (عدد العوامل) المستخرجة تنطوي على أربعة عوامل، فإن قيمة الشيوع التي قدرها 60. للفقرة رقم 1 مثلا، معناها أن هذه البينة العاملية تفسر نسبة التباين الذي تشترك الفقرة رقم 1 مع الفقرات الأخرى في المقياس مقدارها 60 بالمائة من مجمل التباين الذي تتكون منها هذا الفقرة. وبما أن مجمل التباين بجميع أنواعة

(التباين المشترك، والتباين الفريد الذي ينقسم إلى التباين الخاص وتباين الخطأ) الذي يؤلف الفقرة يساوي الواحد الصحيح، فإن حذف نسبة التباين المشترك الذي يمثل قيمة الشيوع (0.6) من الواحد الصحيح يدل على التباين الفريد unique variance الذي يتكون من التباين الخاص specific variance وتباين الخطأ Error variance.

ثانيا: طرق الاستخراج الأخرى القائمة على التباين المشترك

لقد تطرقنا إلى طريقة المحاور الأساسية على حدة لسببين: لأنها الطريقة الأكثر استعمالا بجانب طريقة المكونات الأساسية، وثانيا لأن منطق أو آلية استخراج العوامل في ضوء هذه الطريقة تشابه طريقة المكونات الأساسية، الأمر الذي مكننا من التركيز على ضابط الفرق الأساسي بين طريقة المحاور الأساسية وطريقة المكونات الأساسية رغم تشابههما في آلية استخراج العوامل.

وتتناول حزمة SPSS عدداً من طرق الاستخراج القائمة على التباين المشترك Common Factors Methods وهي:

1. طريقة المحاور الأساسية Principal Axis Factoring(PAF): ولقد تناولناها بالشرح ببعض التفصيل.
2. طريقة الاحتمال الأقصى Maximum Likelihood method(ML).
3. طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة Unweighted Least Squares(ULS).
4. طريقة المربعات الصغرى المعممة Generalized Least Squares(GLS).
5. طريقة ألفا للتحليل العاملي Alpha Factoring.
6. طريقة التحليل العاملي الانعكاسي Image Factoring.

وسنشرح بقية هذه الطرق ببعض الاقتضاب:

1. طريقة الاحتمال الأقصى Maximum Likelihood method(ML)

تعتبر هذه الطريقة من الطرق المفضلة لدى الإحصائيين، لأنها على خلاف الطرق الأخرى يمكن استعمالها لاختبار صحة الفرضيات. ولذلك تستعمل بكثرة في اختبار صحة النماذج العاملية في التحليل العاملي التوكيدي، وتتيح استعمال

الأسلوب الإحصائي مربع كاي (χ^2) للحكم على مدى مطابقة النموذج العاملي للبيانات، كما تتيح الحصول على مؤشرات المطابقة الأخرى التي تستعمل للحكم على مدى ملاءمة النموذج للبيانات. كما تتيح اختبار الدلالة الإحصائية لتشبعات الارتباطات بين العوامل. ومن الافتراضات التي تقوم عليها أن توزيع كل متغير من المتغيرات يجب أن يكون معتدلا.

ووظيفة طريقة الاحتمال الأقصى في استخراج العوامل وحساب تشبعاتها (البارامترات) إيجاد قيم عددية لهذه البارامترات الحرة في النموذج بحيث أن مصفوفة البيانات المشتقة من النموذج (مصفوفة التباين والتغاير أو مصفوفة الارتباطات للعوامل التي يراد استخراجها) تكون قريبة جدا من بيانات العينة، أي من مصفوفة التباين والتغاير أو مصفوفة الارتباطات للعينة. وأن الهدف من تقدير قيم البارامترات الحرة، أي تشبعات العوامل التي يراد استخراجها الوصول إلى أقصى تقليص للفروق بين قيم عناصر مصفوفة التباين والتغاير أو مصفوفة الارتباطات للعينة، وقيم العناصر التي تناظرها في مصفوفة التباين والتغاير أو مصفوفة الارتباطات التي تولدت عن العوامل المستخرجة.

فطريقة الاحتمال الأقصى تحتاج إلى عدة محاولات للوصول إلى قيم تقديرية مناسبة للبارامترات iterative estimation، أي لاستخراج العوامل وتقدير التشبعات، إذ تبدأ بقيم أولية للبارامترات التي تكون غالبا غير مناسبة لتقليص الفرق بين مصفوفة البيانات للعوامل التي يراد استخراجها ومصفوفة البيانات للعينة (البيانات الأصلية)، وباستعمال آليات معينة للبحث الرقمي (والتي قد تختلف من طريقة لأخرى)، وتكرار هذه العملية عدة مرات إلى أن تصل إلى قيم للبارامترات تحقق أقصى تقارب ممكن بين المصفوفتين، بحيث لا تقوى المحاولات اللاحقة الأخرى على تحقيق هذه الدرجة من التقارب أو التشابه بين المصفوفتين. فتتوقف محاولة البحث عن قيم للبارامترات عند تحقيق هذه المستوى من التشابه أو التقارب بين بيانات النموذج والبيانات الأصلية، عقب عدد من المحاولات، بحيث تعجز المحاولات اللاحقة عن تحقيق مستوى تقارب أفضل مما تم تحقيقه convergence reached.

ويرى فبرجار (Fabrigar, et al. 1999) في دراسته التقويمية لممارسات استعمال التحليل العاملي الاستكشافي، بأنه عندما يكون توزيع درجات المتغيرات المقاسة معتدلا أو قريبا من الاعتدال يفضل استعمال طريقة الاحتمال الأقصى دون طرق التحليل العاملي الأخرى. أما إذا كان توزيع البيانات غير معتدل بدرجة كبيرة فتستعمل طريقة المحاور الأساسية.

وإجمالا، فإن استعمال طريقة الاحتمال الأقصى وطريقة المحاور الأساسية يؤديان إلى أفضل النتائج، بحيث تستعمل الأولى إذا كانت البيانات معتدلة أو قريبة من الاعتدال، وتستعمل الأخيرة إذا كنت البيانات غير معتدلة(Costello & Osborne,2005).

2. طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة Unweighted Least Squares(ULS)

وهي طريقة في استخراج العوامل تقوم على تقليص مجموع مربعات الفروق بين مصفوفة الارتباطات للعينة (المصفوفة التي اعتمدت في التحليل) ومصفوفة الارتباطات التي يتم إنشاؤها أو حسابها بناء على العوامل المستخرجة وباستبعاد القيم القطرية للمصفوفتين. ولما كانت هذه الطريقة تعتمد على وحدة قياس المتغيرات، فتفتقر إلى تحديد قيمة صغرى وحيدة بل توجد عدة قيم لدالة المطابقة، إذ يتوقف الأمر على طبيعة المصفوفة هل هي مصفوفة الارتباطات أم مصفوفة التغاير والتباين. ولهذا السبب يقترح كومري وزميله لي (Comrey & Lee, 1992) استعمال مصفوفة الارتباطات فقط لتلافي هذه المشكلة. وعلاوة على ذلك، يجب تحديد عدد العوامل سلفا قبل استعمال طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة

لكن ما دور هذه الطريقة؟ في الواقع، إن طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة تتفوق على طريقة الاحتمال الأقصى في أن طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة يمكن استعمالها سواء أكانت مصفوفة الارتباطات من نوع التحديد الموجب Positive definite (كل الجذور الكامنة موجبة وهو الوضع الطبيعي) أو ليست من نوع التحديد الموجب not positive (بعض الجذور الكامنة تكون سالبة وهو وضع غير منطقي وشاذ) (Joreskog, 1977)، في حين أن طريقة الاحتمال الأقصى تستعمل

فقط لما تكون مصفوفة الارتباطات من نوع التحديد الموجب. ومن جهة أخرى فإن طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة تكتسي أهمية خاصة في الاستعمال عندما يكون توزيع درجات المتغيرات المقاسة غير معتدل (Nunnally & Bernstein, 1994).

3. طريقة المربعات الصغرى المعممة **Generalized Least Squares**

تعتبر هذه الطريقة ـ شانها في ذلك شأن طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة ـ من الطرق القائمة على تقليص مربعات الفروق بين مصفوفة الارتباطات التي يعاد تكوينها بناء على العوامل التي يراد استخراجها ومصفوفة الارتباطات الأصلية للعينة. غير أن طريقة المربعات الصغرى المعممة تختلف عن طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة في أن معاملات الارتباط تحول إلى معاملات ارتباط موزونة وذلك بضربها في قيم مقلوب تباينها الفريد inverse of their uniqueness. ومعنى ذلك أن المتغيرات في مصفوفة الارتباطات التي تتمتع بأعلى معاملات ارتباط بالمتغيرات المقاسة الأخرى، وبالتالي تقترن بمربع معاملات ارتباط (R^2) مرتفعة تحوز على وزن أكبر من مربعات معاملات الارتباط الأقل ارتفاعا.

وتختلف طريقة المربعات الصغرى المعممة عن طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة في أنها غير مقيدة بوحدات القياس الأصلية للمتغيرات. ومعنى ذلك أن هذه الطريقة تنتهي إلى ذات الحل أو النتيجة سواء أكانت مصفوفة البيانات الأصلية مصفوفة ارتباطات أم مصفوفة التغاير والتباين (Comrey & Lee, 1992).

4. طريقة ألفا للتحليل العاملي **Alpha Factoring**

وهي طريقة لاستخراج العوامل تقوم على استعمال معامل ألفا لكرونباخ Alpha Cronbach للاتساق الداخلي (الثبات)، أو معاملات الارتباطات بين المتغيرات المقاسة بهدف تقدير الاتساق الداخلي internal consistency للعوامل التي يراد استخراجها. ذلك أن العامل الذي يحوز على أعلى قيمة لمعامل ألفا يستخرج قبل غيره من العوامل، ثم تستخرج العوامل الأخرى بالتتابع بناء على الترتيب التنازلي لمستويات معامل ألفا للاتساق الداخلي للعوامل ، ويستمر استخراج العوامل حتى تستنفد جميع العوامل ذات معاملات ألفا الموجبة ولا تبقى إلا العوامل ذات معاملات

ألفا السالبة (Comrey & Lee, 1992). وهذه الطريقة لم تحظ باستعمال واسع، والسبب في ندرة استعمالها أنها لا تستخرج إلا عددا قليلا جدا من العوامل (Comrey & Lee, 1992).

5. طريقة التحليل العاملي الانعكاسي **Image Factoring**

لقد اقترح جتمان (Guttman, 1953) هذه الطريقة في استخراج العوامل كطريقة بديلة للتحليل العاملي القائم على التباين المشترك. وتقوم هذه الطريقة على نظرية التحليل الانعكاسي Image theory analysis، حيث يعتبر التباين المشترك في المتغير بأنه العلاقة الانحدارية الخطية linear regression على باقي المتغيرات المقاسة في مصفوفة الارتباطات، وليس دالة لافتراض وجود عامل كامن (كما تذهب إلى ذلك طرق التحليل العاملي القائمة على التباين المشترك common Factor Analysis)، يسبب ظهور هذه المتغيرات التي هي تجليات ظاهرية لهذا العامل الكامن. فمقدار التباين في المتغير الذي يمكن التنبؤ به عن طريق المتغيرات المقاسة الأخرى يدعى "الانعكاس" image، والقسم الآخر في ذات المتغير الذي لا تستطيع المتغيرات المقاسة الأخرى التنبؤ به يسمى "ضد الانعكاسي" anti-image . ومربعات معاملات الارتباط الناتجة بهذه الطريقة توضع في الخلايا القطرية لمصفوفة الارتباطات، والخلايا غير القطرية تصحح قيمها حتى لا تنتج جذورا كامنة سالبة (Pett, Lackey & Sullivan, 2003).

هذه الطريقة نادرة الاستعمال رغم وجودها في حزمة SPSS، ولا تفضل هذه الطريقة عن الطرق الأخرى القائمة على التباين المشترك كطريقة المحاور الأساسية، وطريقة الاحتمال الأقصى لأنها كلها تستعمل مربعات معاملات الارتباط في بداية الاستخراج.

ثالثاً: محكات تحديد عدد العوامل المستخرجة

إن طرق استخراج العوامل تزود مستعملها بعدد كبير من العوامل تساوي عدد المتغيرات المقاسة إذا كانت طريقة الاستخراج المكونات الأساسية، وبعدد كبير من العوامل أقل بقليل من عدد المتغيرات المقاسة إذا كانت طرق الاستخراج تقوم على

التباين المشترك. غير أن العدد الكبير من العوامل المستخرجة يتنافى والأهداف العملية والنظرية التي يسعى الباحث إلى تحقيقها وهي اختزال عدد المتغيرات المقاسة العديدة إلى عدد قليل من المتغيرات الكامنة ، أو الكشف عن البنية العاملية التي تتكون من عدد قليل من العوامل والتي تمثل هذا التعدد الكبير في المتغيرات المقاسة. غير أن تحديد هذا العدد القليل من المتغيرات بعد استخراج العوامل كان وما يزال مثار اختلاف وتباين كبير. لقد اختلفت إجراءات تحديد هذا العدد القليل من العوامل وتباينت، وسنستعرض كل طريقة على حدة، مع مناقشة الحالات التي ننصح باستعمالها بناء على رأي الثقاة في المجال، وأيضا بالاستناد إلى الدراسات التقويمية القائمة على تقنية المضاهاة simulation study علّنا نتوصل إلى بعض التوصيات الخاصة باستعمال كل إجراء أو طريقة.

1. محك كيزر: قاعدة الجذر الكامن>1 Kaiser rule: Eigenvalue>1

والمنطق الذي تقوم عليه هذه الطريقة أن الحد الأدنى من التباين الذي يفسره العامل يجب أن يكون أكبر من مقدار التباين الذي يفسره المتغير المقاس الواحد. ولما كان مجمل التباين الذي يفترض أن يؤلف المتغير المقاس هو الواحد الصحيح (لأنه في التحليل العاملي الاستكشافي تحول تباين المتغيرات المقاسة وكذلك المتغير الكامن أي العامل إلى وحدات معيارية بحيث أن كل متغير مقاس يساهم في تباين العامل الكامن بتباين مقداره الواحد الصحيح)، لذلك يجب أن يفسر العامل مقدارا أكبر من التباين يفوق ما يفسره المتغير الواحد أي يفوق الواحد الصحيح. إن هذه الطريقة مستعملة بكثرة، وبعض الحزم كحزمة SPSS نصبتها الطريقة الافتراضية المستعملة تلقائيا لتحديد عدد العوامل المستخرجة ما لم يحدد المستعمل إجراء آخر.

متى إذن يكون محك كيزر دقيقا؟ ومتى يؤدي إلى تضخيم في عدد العوامل المستخرجة أو تقليص لها؟

إن محك كايزر ـ على حد قول "فيليزر" و"جاكسون" عقب دراسة نقدية تقويمية (Velicer & Jackson, 1990) بأنه يوجد إجماع واسع في الأدبيات بأن محك كيزر من الطرق الأقل دقة في انتقاء عدد العوامل لاعتمادها.

وفي ذات السياق أيضا، فإن محك كيزر قد يؤدي إلى تضخيم أو تقليص في العدد الحقيقي للعوامل. وأغلب النتائج في دراسات المضاهاة التقويمية simulation studies خلصت إلى أن محك كيزر يؤدي في الغالب إلى تضخيم في العدد الحقيقي للعوامل بل أحيانا إلى حد الإفراط (Lance, Butts, & Michels, 2006).

يحذر "كامري" و"لي" (Comrey & Lee, 1992) أن محك كيزر يجب استعماله فقط عند وضع قيم الواحد الصحيح في خلايا المصفوفة، أي عند استعمال طريقة المكونات الأساسية لأنها هي التي توظف كافة التباين في المتغير المقاس، أي التباين المشترك والتباين الخاص وتباين الخطأ. ويعتقدان أنه رغم استعمال المكونات الأساسية دون الطرق الأخرى التي تقوم على التباين المشترك، فإن استعمال هذا المحك قد يؤدى إلى استخراج عدد أعلى أو أدنى من العدد الصحيح للعوامل المستخرجة.

وعقب مسح واسع لاستعمال هذا المحك، يوصي "جورساتش" (Gorsuch, 1983) بأن المحك يكون دقيقا عندما يكون عدد المتغيرات المقاسة (عدد الفقرات مثلا) أقل من 40، وحجم العينة كبيرا، وعدد العوامل يتوقع أن يتراوح من [عدد المتغيرات المقاسة/ 5] إلى [عدد المتغيرات المقاسة/ 3]. لنفترض أن فقرات الاختبار الذي نريد أن نجري على بياناته التحليل العاملي الاستكشافي يتألف من 30 فقرة. وطبقت على عينة قوامها 400 فرد. وبإتباع هذا الاقتراح نجد أن العينة تعتبر كبيرة، وأن عدد المتغيرات المقاسة أقل من 40 متغيرا مقاسا، وأن عدد العوامل المستخرجة المتوقعة يتراوح من 6عوامل[30/ 5] إلى 10 عوامل[30/ 3]. معنى ذلك أن هذا المحك يعتبر دقيقا عند استخراج عدد من العوامل يتراوح بين 6 إلى 10 عوامل شريطة أن لا يزيد عدد المتغيرات المقاسة عن 40 متغيرا مقاسا، وأن يكون حجم العينة كافيا.

ويرى "هير" وآخرون (Hair, et al., 1998) أن محك كيزر يمكن الوثوق به إذا كان عدد المتغيرات المقاسة يتراوح بين 20 إلى 50 متغيرا مقاسا. لكن في الحالات التي يكون فيها عدد المتغيرات المقاسة أقل من 20 متغيرا مقاسا، فإن محك كيزر يميل إلى تحديد عدد قليل من العوامل مقارنة بعدد العوامل الصحيح. أما في الحالات التي يكون فيها عدد المتغيرات المقاسة أكبر من 50 متغيرا مقاسا، فإن محك كيزر ينزع إلى تضخيم عدد العوامل المستخرجة.

وحاول ستيفنز (Stevens, 2002) أن يلخص نتائج عدد من الدراسات بالقول بأن محك كيزر يضخم عدد العوامل المستخرجة عندما يكون عدد المتغيرات أكبر من 40 متغيرا مقاسا، وقيم الشيوع أو الاشتراكيات communalities تحوم حول القيمة (0.40). غير أن محك كيزر يكون دقيقا عندما يتراوح عدد المتغيرات المقاسة من 10 إلى 30 متغيرا مقاسا، وعندما تكون قيم شيوعها أكبر من (0.7).

وبناء على معالجته التقويمية يخلص "ستيفنز" إلى الاستنتاج التالي الذي يقدمه بشكل توصية، وفحواه أن محك كيزر يكون دقيقا عندما يكون عدد المتغيرات أقل من (30)، وتكون قيم الشيوع أكبر من(0.70). ويكون محك كيزر دقيقا أيضا عندما يكون حجم العينة 250 فردا، ومتوسط قيم الشيوع أكبر أو يساوي (0.60) .

وتوضيحا لكيفية قراءة الجذور الكامنة، يظهر الجدول (1-2) مصفوفة المكونات (تدعى كذلك عند استعمال التحليل العاملي للمكونات الأساسية، وتدعى مصفوفة العوامل عند استعمال طرق التحليل العاملي التي تقوم على التباين المشترك)، ويبدو جليا أن الجذرين الكامنين في الصف قبل الأخير، الجذر الكامن للعامل الأول (2.51)، والجذر الكامن للعامل الثاني (1.74)، كلاهما أعلى من الواحد، علما أن الجذر الكامن للعامل الثالث الذي لم يذكر في الجدول كان جذره الكامن أقل من الواحد الصحيح ولذلك تم حذفه وحذف العوامل التي تليه، واقتصر اختيار العوامل على العاملين الأولين.

لكن كيف يقرأ الجذر الكامن؟

أولا يحسب الجذر الكامن بجمع مربعات تشبعات الفقرات على عامل معين، فتشبعات الفقرات الستة تربع أولا ثم تجمع تربيعاتها لتدل على الجذر الكامن للعامل الأول، وبتعبير أخر فالجذر الكامن يقيس شدة العلاقة بين الفقرات الست بالعامل الأول، أي يقيس مقدار التباين الذي تمكن العامل من تفسيره في الفقرات، أي مقدار المعلومات المشتقة من المتغيرات أو الفقرات التي يمثلها العامل.

لكن كيف تقرأ الجذور الكامنة؟ لنفترض أن الجذر الكامن يساوي القيمة الصحيحة 3 عوضا عن القيمة الكسرية 2.51، فأفضل طريقة لقراءتها القول بأن قدرة

العامل على تفسير التباين تعادل ثلاث أضعاف ما يفسره المتغير الواحد أو الفقرة الواحدة (أي مقدار المعلومات التي يمثلها العامل تعادل ثلاث أضعاف المعلومات التي ينطوي عليها المتغير الواحد). علما بأن أقصى تباين يؤلف المتغير الواحد مقداره الواحد الصحيح. معنى ذلك مقدار ما يفسره العامل يعادل مقدار التباين الذي يؤلف 3 متغيرات.

إذن كيف يقرأ الجذر الكامن (2.51) للعامل الأول في الجدول (1-2). نسجا على منوال ما سبق توضيحه يمكن القول أن قدرة العامل الأول على تفسير كم التباين أكبر مما يمكن أن يفسره المتغير الواحد أو الفقرة الواحدة بضعفين ونصف.

جدول (1-2): مصفوفة المكونات أو العوامل

المتغيرات المقاسة Measured variables	التشبعات Loadings العامل الأول Factor I	العامل الثاني Factor II	قيم الشيوع أو الاشتراكيات Communalities
الفقرة 1	-0.627	0.514	0.66
الفقرة 2	0.759	-0.068	0.58
الفقرة 3	-0.730	0.337	0.65
الفقرة 4	0.494	0.798	0.88
الفقرة 5	0.425	0.832	0.87
الفقرة 6	0.767	-0.168	0.62
الجذور الكامنة Eigenvalues نسبة التباين المفسر	2.51 41.8	1.74 29.0	الكلي 4.25 70.9

2. **محك اختبار المنحدر لكاتيل Kattell's Scree test**

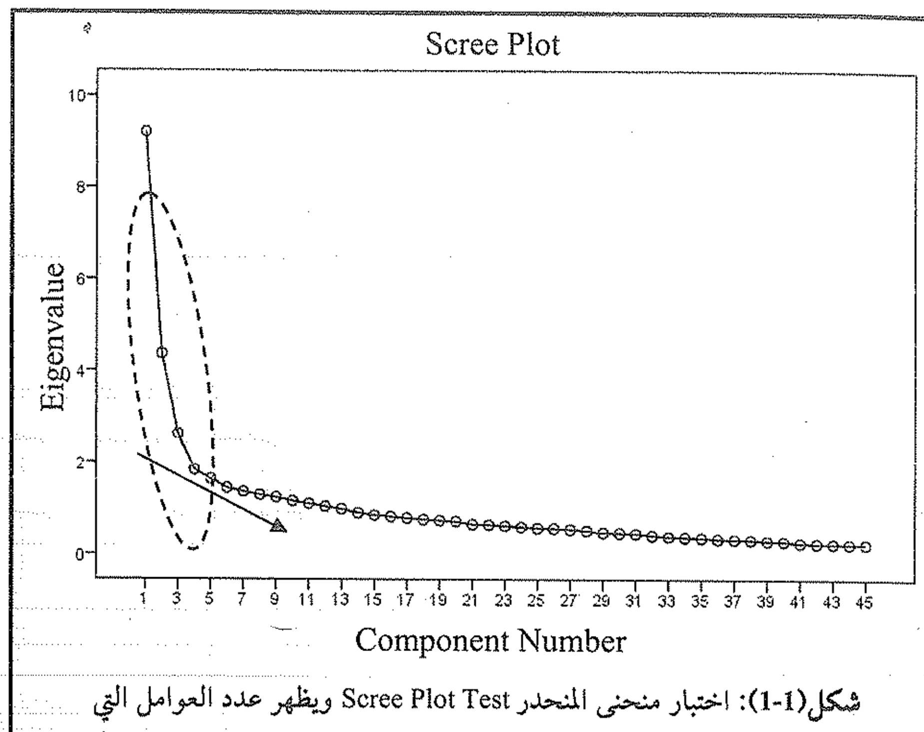
وهي طريقة تقوم أيضا على الجذور الكامنة eigenvalues / latent roots وذلك برسم المحور السيني الأفقي الذي يدل على العوامل في مقابل الجذور الكامنة

التي ترسم نقاطها على المحور الصادي العمودي، وينتج عن ذلك منحنى ينطلق من أعلى جذر عند العامل الأول ثم يأخذ في التناقص إلى أن يصل نقطة ما تقابل عاملا معينا تتباطأ درجة انحداره أو انخفاضه عندها كاسرا وتيرة انخفاضه أو انحداره. ولقد اقترح هذه الطريقة كاتيل (Cattell, 1966) وأسماها بمنحنى المنحدر Scree test[1]. والشكل (1-1) يظهرا مثالا عن منحنى المنحدر، حيث أن النقاط أو الدوائر الصغيرة على المنحنى تدل على مستويات الجذور الكامنة عند تتابع العوامل المستخرجة. وعدد النقاط على المنحنى التي تسبق النقطة التي يتباطأ عندها انحدار المنحنى هي التي تؤخذ بعين الاعتبار وتدل على عدد العوامل التي ينبغي استخراجها. فالشكل التوضيحي (1-1) يظهر أن عدد نقاط المنحنى التي تسبق النقطة التي يؤخذ المنحنى في التباطؤ الشديد عندها ثلاث نقاط لذلك أحيطت بشكل بيضاوي متقطع لتوضيحها. ومعنى ذلك أنه ينبغي الاكتفاء بثلاثة عوامل من عدد العوامل العديدة المستخرجة.

إن اختبار منحنى المنحدر بخلاف قاعدة "الجذر الكامن أكبر من واحد" أو محك كيزر يستعمل سواء أكانت مصفوفة الارتباطات تحوي الواحد الصحيح في خلاياها القطرية عند استعمال طريقة المكونات الأساسية، أم كانت تحتوي على قيم الشيوع في خلاياها القطرية عند استعمال طرق التحليل العاملي القائمة على التباين المشترك ومن أمثلتها طريقة المحاور الأساسية. أي تؤدي إلى نفس النتيجة أو اختيار عدد العوامل عند استعمال طرق التحليل العاملي، أو اختيار نفس عدد المكونات components عند استعمال طريقة المكونات الأساسية(Tucker, Koopman, & Linn, 1969).

ويفضل جورساتش (Gorsuch, 1983) اختبار منحنى المنحدر عن محك كيزر، ويرى أن اختبار منحنى المنحدر يكون أكثر دقة عندما تكون العينة واسعة، وقيم الشيوع مرتفعة، ونسبة عدد المتغيرات المقاسة إلى عدد العوامل لا يقل عن 3 متغيرات إلى عامل واحد.

(1) ويدل لفظ Scree على الركام الذي يتجمع عند سفح الهضبة مما يحد كثيرا من انحدارها.



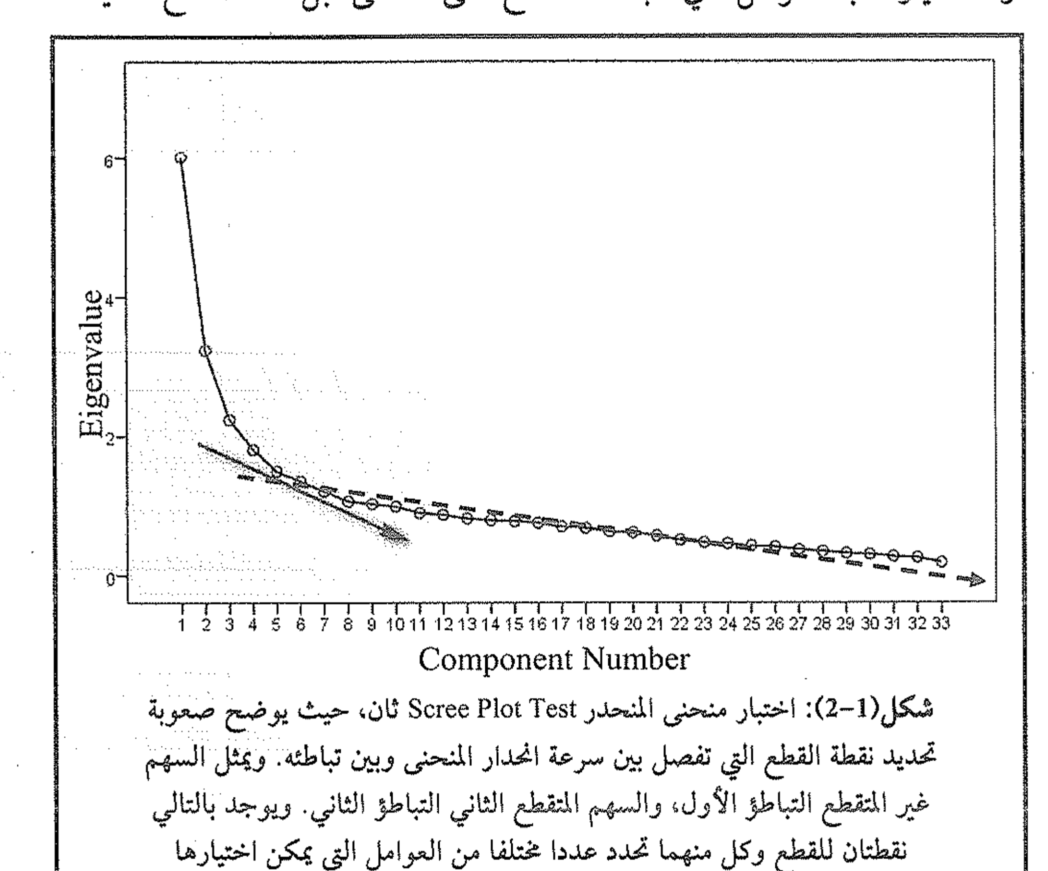
شكل(1-1): اختبار منحنى المنحدر Scree Plot Test ويظهر عدد العوامل التي ستنتقى من عدد العوامل المستخرجة والتي تتمثل في عدد النقاط على المنحنى التي أحيطت بشكل بيضاوي متقطع. وذلك قبل تباطؤ انحدار المنحنى ليتخذ شكل هضبة مستوية نسبيا. ويشير السهم إلى بداية تباطؤ انحدار المنحنى.

ويرى ستيفنز (Stevens, 2002) أن اختبار منحنى المنحدر ومحك كيزر دقيقين عندما يكون حجم العينة أكبر من 250 ومتوسط قيم الشيوع يساوي أو أكبر من 0.6.

غير ان ستيفنز يشير من جهة أخرى وبالاستناد إلى دراسة استشهد بها بأن قيم الشيوع لما تنخفض بحيث يكون متوسطها يحوم حول 0.30، أو عندما تكون نسبة عدد المتغيرات إلى العوامل ثلاثة متغيرات أو أقل من ثلاثة متغيرات لكل عامل، فإن محك كيزر تقل دقته، وطريقة منحنى المنحدر أقل دقة بكثير.

ولعل من الصعوبات التي تصطدم بها هذه الطريقة، أنه ليس من السهل تمييز نقطة القطع في منحنى المنحدر التي تفصل بين تباطؤ المنحنى ورسمه للهضبة وبين التسارع في الانحدار التي تمثل النقاط التي تسبق درجة القطع والتي تدل على عدد

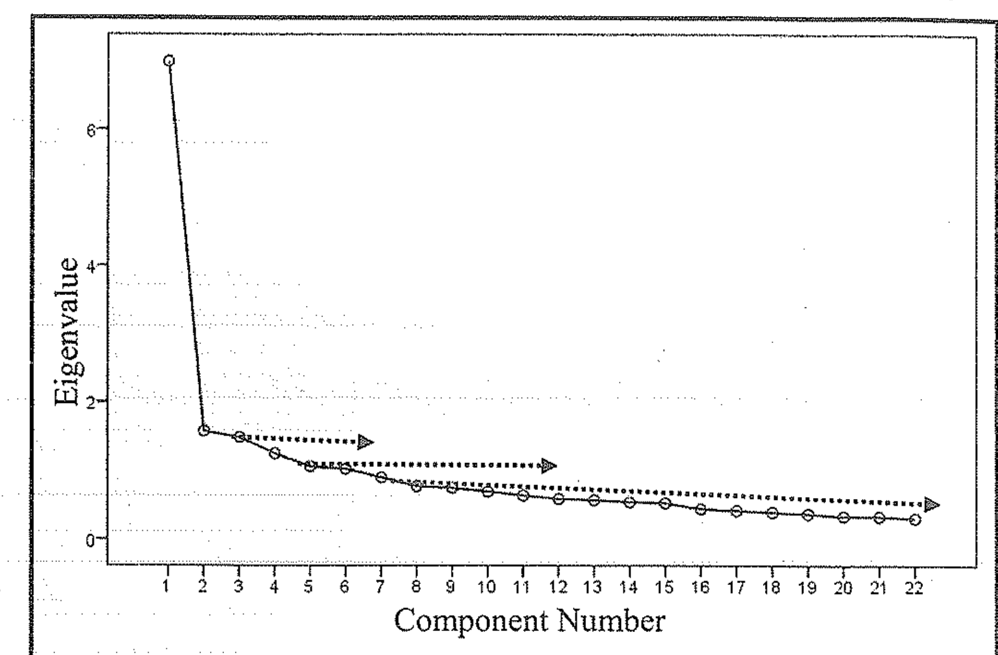
العوامل التي يجب استخراجها. وسنوضح هذه الصعوبة بمثالين. فالمثال الأول يوضحه الشكل (1←2) الذي يظهر وجود تباطأين للمنحنى، التباطؤ الأول أو درجة القطع الأولى التي يدل عليها السهم غير المتقطع تسبقه أربع نقاط على المنحنى، الأمر الذي يعني أنه بالإمكان اختيار أربعة عوامل، لكن التباطؤ الثاني أو الهضبة الثانية فتحدد نقطة القطع التي تم توضيح موقعها بسهم متقطع، أما عدد العوامل المرشحة للاعتماد أو الاختيار فسبعة عوامل، أي سبعة نقاط تقع على المنحنى قبل نقطة القطع الثانية.



شكل(1-2): اختبار منحنى المنحدر Scree Plot Test ثان، حيث يوضح صعوبة تحديد نقطة القطع التي تفصل بين سرعة انحدار المنحنى وبين تباطئه. ويمثل السهم غير المتقطع التباطؤ الأول، والسهم المتقطع الثاني التباطؤ الثاني. ويوجد بالتالي نقطتان للقطع وكل منهما تحدد عددا مختلفا من العوامل التي يمكن اختيارها

أما المثال الثاني الذي يوضحه الشكل (1←3) فيظهر وجود ثلاثة مواقع لتباطؤ انحدار المنحنى، أي ثلاث هضبات أو نقاط قطع. إذ يوجد عامل واحد فقط قبل نقطة القطع الأولى التي يحددها السهم المتقطع الأعلى، وأربعة عوامل مرشحة للاختيار قبل

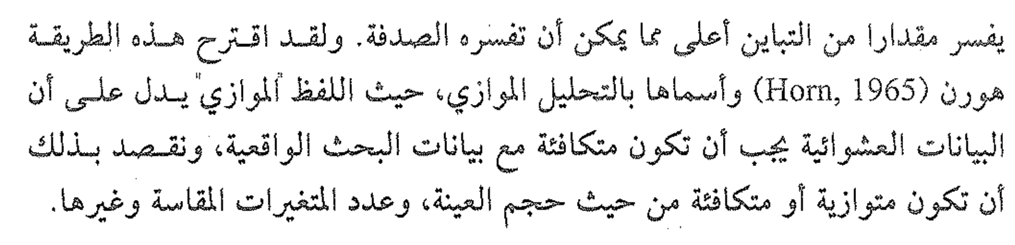
نقطة القطع الثانية التي يحدد موقعها السهم المتقطع الأوسط، وسبعة عوامل قبل نقطة القطع الثالثة التي يشير إلى موقعها السهم المتقطع الأدنى.



شكل(1-3): اختبار منحنى المنحدر Scree Plot Test ثالث، حيث يظهر بجلاء صعوبة تحديد عدد العوامل التي ينبغي اختيارها. إذ يتباطأ المنحنى راسما ثلاث هضبات بحيث أشير إلى كل هضبة بسهم متقطع، وبالتالي توجد ثلاث نقاط قطع. نقطة القطع الأولى التي يدل عليها السهم الأعلى ترشح عاملا واحدا فقط، ونقطة القطع الثانية التي يدل عليها السهم الأوسط ترشح أربعة عوامل، ونقطة القطع الثالثة التي يحدد موقعها السهم الأدنى ترشح سبعة عوامل للاختيار.

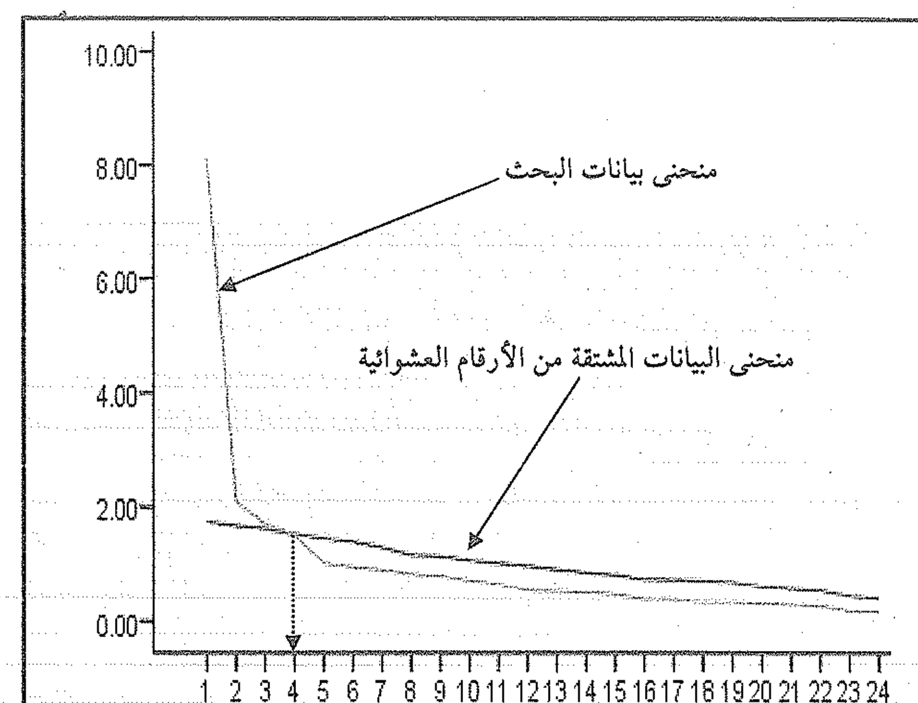
3. طريقة التحليل الموازي Parallel Analysis

تقوم هذه الطريقة أيضا ـ شأنها شأن محك كيزر، واختبار منحنى المنحدر ـ على توظيف الجذور الكامنة ولكن وفقا لمنطق مختلف. فإذا كان محك كيزر يقوم على منطق أن العامل يجب أن يفسر مقدارا من التباين أعلى مما تفسره المفردة والفقرة أو المتغير الواحد، وإلا دل ذلك على أن العامل الكامن لا يختلف في وظيفته وأهميته عن المتغير أو الفقرة الواحدة. فإن طريقة التحليل الموازي تقوم على منطق أن العامل يجب أن



يفسر مقدارا من التباين أعلى مما يمكن أن تفسره الصدفة. ولقد اقترح هذه الطريقة هورن (Horn, 1965) وأسماها بالتحليل الموازي، حيث اللفظ "الموازي" يدل على أن البيانات العشوائية يجب أن تكون متكافئة مع بيانات البحث الواقعية، ونقصد بذلك أن تكون متوازية أو متكافئة من حيث حجم العينة، وعدد المتغيرات المقاسة وغيرها.

وتقدم نتائج التحليل الموازي بشكل منحنى شبيه برسم منحنى المنحدر، بل هو ذاته اختبار منحنى المنحدر يضاف إليه رسم منحنى آخر لقيم الجذور الكامنة الناجمة عن التحليل العاملي لعينات من الأعداد العشوائية. ففي الشكل (1←4) يوجد منحنيان: منحنى الجذور الكامنة المستمدة من التحليل العاملي على بيانات بحث واقعية، ومنحنى متوسطات الجذور الكامنة بعد تكرار إجراء التحليل العاملي على عدد كبير من عينات (في الغالب 50 عينة) البيانات العشوائية. فهذا المنحنى الثاني يدل على الجذور الكامنة التي يتوقع أن تنتج بمحض الصدفة، ولا يدل على الجذور الكامنة التي يراد منها أن تفسر مقادير مختلفة من التباين في بيانات البحث الواقعية.



شكل (1-4): منحنى التحليل الموازي يظهر تقاطع منحنيين: منحنى بيانات البحث وهو منحنى الجذور الكامنة المستمدة من التحليل العاملي على بيانات بحث واقعية، ومنحنى البيانات العشوائية وهو منحنى متوسطات الجذور الكامنة بعد تكرار إجراء التحليل العاملي على عدد كبير من عينات (في الغالب 50 عينة) تتألف من البيانات العشوائية. فهذا المنحنى الثاني يدل على الجذور الكامنة التي يتوقع أن تنتج بمحض الصدفة، والسهم المتقطع يوضح عدد العوامل (4 عوامل) التي يتقاطع عندها المنحنيان، وبالتالي يقترح منحنى التحليل الموازي الاكتفاء بأربعة عوامل

إن نقطة تقاطع المنحنيين (منحنى بيانات البحث وهو منحنى الجذور الكامنة المستمدة من التحليل العاملي على بيانات بحث واقعية، ومنحنى البيانات العشوائية وهو منحنى متوسطات الجذور الكامنة بعد تكرار إجراء التحليل العاملي على عدد كبير من عينات تتألف من البيانات العشوائية) في الشكل (1-4) تمثل نقطة القطع التي تفصل الجذور الكامنة التي تفسر التباين الذي لا تقوى الصدفة وحدها على تفسيره.

وتوجد في الشكل أربع نقاط تدل على الجذور الكامنة التي تعلو على نقطة التقاطع أو القطع، وبالتالي يتم الأخذ بأربع عوامل كامنة من عدد العوامل المستخرجة.

والطريقة الأخرى لإظهار نتائج التحليل الموازي تتمثل في استعمال الجدول الشبيه بالجدول (1-3) الذي ينطوي على نتائج نفس المثال السابق لاستعمال التحليل الموازي. ويفضل إفراد عمود لترتيب الجذور الكامنة ترتيبا تنازليا، بمعنى أن أعلى جذر كامن يحوز على الرتبة الأولى، والجذر الكامن الأصغر منه مباشرة على الرتبة الثانية وهكذا إلى يتم ترتيب كافة الجذور الكامنة. ويخصص أحد الأعمدة الأخرى لرصد الجذور الكامنة التي تم الحصول عليها عند ممارسة التحليل العاملي على عينات من البيانات العشوائية غير الواقعية. كما يخصص عمود ثالث لرصد قيم الجذور الكامنة للتحليل العاملي لبيانات البحث الواقعية. ثم نعمد بعد ذلك إلى مقارنة قيم الجذور الكامنة للبيانات العشوائية وقيم الجذور الكامنة للبيانات الواقعية، ونحسب عدد الجذور الكامنة للبيانات الواقعية التي هي أكبر من قيم الجذور الكامنة للبيانات العشوائية. ففي الجدول (1-3) توجد ثلاث قيم لجذور البيانات الواقعية تتفوق على قيم جذور البيانات العشوائية الموازية وهي: 8.135؛ 2.096؛ 1.693 وبالتالي يمكن الاكتفاء باختيار ثلاثة عوامل لاستعمالها في الدراسة من عدد العوامل العديدة المستخرجة. غير أن ثمة جذر كامن رابع للبيانات الواقعية قيمته 1.502 لا يقل كثيرا عن قيمة الجذر الكامن للبيانات العشوائية الموازية له وهي القيمة 1.522، وتختلف عنها بـ:2٪ فقط، ويمكن أن تعزى إلى الأخطاء العشوائية وبالتالي نأخذ في هذه الحالة أربعة عوامل بدلا من الأخذ بثلاثة عوامل.

جدول(1-3): نتائج طريقة التحليل الموازي parallel analysis . البيانات الواقعية مستمدة من بحث حقيقي شمل قياس 24 قدرة (24 متغيرا مقاسا)، لعينة قوامها 145 فردا لتلاميذ الصف السابع(Loehlin, 2004). ويظهر الجدول كذلك متوسطات الجذور الكامنة الناتجة عن التحليلات العاملية لعدد كبير من عينات البيانات العشوائية (50 عينة)

ترتيب الجذور الكامنة حسب حجمها Rank of eigenvalues in size	الجذور الكامنة الناتجة عن البيانات غير الميدانية المسحوبة من قوائم الأرقام العشوائية Random data	الجذور الكامنة الناتجة عن البيانات الميدانية المستمدة من الدراسة Real data	ترتيب الجذور الكامنة حسب حجمها Rank of eigenvalues in size	الجذور الكامنة الناتجة عن البيانات غير الميدانية المسحوبة من قوائم الأرقام العشوائية Random data	الجذور الكامنة الناتجة عن البيانات الميدانية المستمدة من الدراسة Real data
1	1.737	8.135	13	0.902	0.533
2	1.670	2.096	14	0.850	0.509
3	1.621	1.693	15	0.806	0.477
4	1.522	1.502	16	0.730	0.390
5	1.450	1.025	17	0.717	0.382
6	1.393	0.943	18	0.707	0.340
7	1.293	0.901	19	0.672	0.334
8	1.156	0.816	20	0.614	0.316
9	1.138	0.790	21	0.581	0.297
10	1.063	0.707	22	0.545	0.268
11	1.014	0.639	23	0.445	0.190
12	0.964	0.543	24	0.412	0.172

لقد أظهرت عدد من الدراسات أن هذه الطريقة تتفوق على الطريقتين السابقتين (محك كيزر واختبار منحنى المنحدر). وفي هذا السياق ، قارن "زويك" و"فيليسر" (Zwick & Velicer, 1986) خمس طرق بما فيها طريقة كيزر، وطريقة منحنى المنحدر وطريقة التحليل الموازي مستعملا طريقة المكونات الأساسية، وأظهرت نتائج دراستهم التقويمية أن طريقة التحليل الموازي تفوقت على كافة الطرق الخمسة بما في ذلك محك كيزر واختبار منحنى المنحدر. وكانت جودة طريقة منحنى

المنحدر مقبولة، أما محك كيزر فكان أقلها دقة في اختيار عدد العوامل. وغالبا ما ينصح باستعمال طريقة التحليل الموازي باعتبارها الطريقة الأفضل والأكثر دقة في تحديد العدد الحقيقي للعوامل(Lance, Butts, & Michels, 2006).

ويخلص فبريجار وآخرون (Fabrigar, et al., 1999) بعد مقارنة أداء طريقة التحليل الموازي بمحك كيزر Kaiser criterion/rule ومنحنى المنحدر لكاتيل Cattell's Scree test بأن طريقة التحليل الموازي تتفوق عليها دقة في اختيار عدد العوامل اللازمة.

ومما يؤسف له أنه على الرغم من الأداء الجيد لهذه الطريقة، فإنها لا توجد في الحزم الإحصائية الأكثر انتشارا واستعمالا كحزمة SPSS وحزمة SAS. ولذلك اجتهد بعض المتخصصين في كتابة برامج حاسوبية لهذه الطريقة كالبرنامج الذي وضعه هيتون، آلن، وسكاربيلو (Hayton, Allen, and Scarpello, 2004) بلغة SPSS لإجراء التحليل الموازي.

4. طريقة أو محك نسبة التباين المفسر Percent of variance extracted Criterion

وتقوم هذه الطريقة بالتركيز على نسبة التباين التراكمي الذي تفسره العوامل التي يتم استخراجها بالتتابع. وأهمية هذه الطريقة تكمن في أنها تؤكد على الأهمية التطبيقية أو العملية لمدى قدرة العوامل المنتقاة على استيعاب أو تمثيل المعلومات (تفسير التباين) في البيانات.

ويستمر الباحث في استخراج العوامل ، أو يحدد من النتائج عدد العوامل التي تفسر نسبة تباين تصل إلى 70 أو 80 ٪. وأفضل طريقة استخراج تلك التي تفسر أكبر قدر ممكن من التباين بأقل عدد ممكن من العوامل.

غير أنه من النادر في العلوم الاجتماعية تحقيق مستويات مرتفعة من التباين المفسر من طرف العوامل، بل مستويات أدنى من ذلك. أي أن مقدار التباين الذي تفسره العوامل القليلة التي تؤخذ بعين الاعتبار قد يتراوح غالبا من 50 إلى 60 ٪ عند استعمال المكونات الأساسية، وقد يقل عن 50 ٪ عند استعمال التحليل العاملي

القائم على التباين المشترك كالتحليل إلى المحاور الأساسية. وقد يكتفى بهذا النسبة إذا تحقق مبدأ الاقتصاد في العوامل المستخرجة، أي قد يكتفى باختيار عدد من العوامل التي تفسر فقط 50٪ من التباين في المتغيرات الأصلية، إذا كان هذا العدد لا يزيد عن نسبة عامل واحد لكل أربع متغيرات، أو عامل واحد لكل ثلاث متغيرات.

وفي الجدول السابق (1-2) نجد أن التباين المفسر للعاملين معا يساوي 70.9٪، ويحسب بجمع نسبة التباين المفسر للعامل الأول والتباين المفسر للعامل الثاني. فالتباين المفسر للعامل الأول (41.8) يحسب بقسمة قيمة الجذر الكامن له على عدد المتغيرات المقاسة، ثم تحول النسبة إلى نسبة مئوية [2.51/ 6 ×100].وتحسب بنفس الكيفية النسبة المئوية للتباين المفسر للعامل الثاني. وتجدر الإشارة إلى أن كل هذه النتائج الخاصة بالجذور الكامنة، والتباين المفسر، وغيرها توفرها الحزم الإحصائية، ولا يحتاج المستعمل إلى حسابها، وإنما أوضحنا كيفية حسابها لسهولتها من جهة، وللوقوف على منطقها من جهة أخرى.

5. طريقة قيم الشيوع أو الاشتراكيات communalities

بالرجوع إلى الجدول السابق (1-2)، فبدلا من القيام بجمع مربعات تشبعات المتغيرات أو الفقرات على العامل الأول، والعامل الثاني، لإيجاد الجذر الكامن لكل منهما، نقوم بجمع تربيع تشبعي الفقرة الأولى على العاملين لنحصل على قيمة كسرية سقفها الواحد الصحيح تسمى بقيمة الشيوع، ونقوم بنفس العملية بالنسبة لكل الفقرات ونحصل بذلك على قيم الشيوع أو الاشتراكيات للفقرات communalities.

لكن علام تدل قيم الشيوع؟ وما مغزاها؟ بل وما وظيفتها؟

تدل قيم الشيوع على نسبة التباين في الفقرة المعينة أو المتغير المعين الذي تمكنت تشكلة العوامل المستخرجة من تفسيرها. أي مدى تمثيل العوامل المستخرجة لمعلومات فقرة أو متغير معين. ففي الجدول السابق (1-2) نلاحظ أن قيمة الشيوع للفقرة الأولى 0.66؛ ومعنى ذلك أن العاملين المستخرجين تمكنا من تفسير مقدار التباين للفقرة الأولى بنسبة مئوية بلغت 66٪. وتقرأ قيم الشيوع للفقرات الأخرى بنفس الكيفية.

إذا كانت كل قيم الشيوع مرتفعة (قريبة من الواحد الصحيح)، فمعنى ذلك أن العوامل المستخرجة نجحت في استخراج أو تفسير معظم التباين في الفقرات أو المتغيرات. أي تمكنت من تمثيل جل المعلومات التي تحتوي عليها كل فقرة أو كل متغير. أما إذا كانت بعض قيم الشيوع منخفضة، فمعنى ذلك أن الفقرات التي قيم شيوعها منخفضة تنطوي على نسب تباين كبيرة غير مفسرة أو ممثلة من طرف العوامل المستخرجة. ودلالة هذا الوضع أنه نحتاج إلى عامل آخر (أو عوامل أخرى) لتمثيل التباين الكبير غير المفسر الموجود في بعض الفقرات أو المتغيرات. فإذا أضيف عامل جديد ولوحظ أن كل قيم الشيوع أضحت مرتفعة دل ذلك على أن العوامل المستخرجة الحالية كافية لأنها فسرت معظم التباين الموجود في المتغيرات.

يظهر الجدول (1-4) مصفوفة المكونات أو العوامل، وينطوي العمود الأخير على قيم الشيوع، وكلها مرتفعة (تأخذ القيمة 0.50 أحيانا كقيمة قطع تفصل بين قيم الشيوع المرتفعة وقيم الشيوع المنخفضة) باستثناء قيم الشيوع للفقرة الأولى (0.26)، والفقرة السادسة (0.45)، والفقرة التاسعة (0.37)، التي هي دون الحد الأدنى المقبول (0.50) لقيم الشيوع. وتوحي قيم الشيوع الثلاثة المنخفضة، بأن البنية العاملية المكونة من عاملين فقط لم تتمكن من استخراج (تفسير) معظم التباين الموجود في الفقرات التسعة، فهي فسرت معظم التباين في الفقرة الثانية، والثالثة، والرابعة، والخامسة، والسابعة، والثامنة، لكن لم تقو على تمثيل (تفسير) تباين الفقرات الثلاثة: الفقرة الأولى، والسادسة، والتاسعة. وعليه، فإن إضافة عامل ثالث إلى العاملين السابقين (بنية عاملية تتكون من ثلاثة عوامل وليس من عاملين فقط) قد يؤدي إلى ارتفاع قيم الشيوع المنخفضة، مما يدل على أن هذا العامل المضاف تمكن من تفسير تباين هذه الفقرات الثلاثة، أي تمكن من تمثيل المعلومات التي تنطوي عليها هذه الفقرات الثلاثة حيث عجز العاملان السابقان عن تمثيلها.

جدول (1-4): مصفوفة المكونات أو العوامل. القيم التي تحتها خط تدل على قيم شيوع مُنخفضة

المتغيرات المقاسة Measured variables	التشبعات Loadings		قيم الشيوع أو الاشتراكيات Communalities
	العامل الأول Factor I	العامل الثاني Factor II	
الفقرة 1	0.310	0.430	0.26
الفقرة 2	-0.627	0.514	0.66
الفقرة 3	0.759	-0.068	0.58
الفقرة 4	-0.730	0.337	0.65
الفقرة 5	0.494	0.798	0.88
الفقرة 6	0.420	0.530	0.45
الفقرة 7	0.425	0.832	0.87
الفقرة 8	0.767	-0.168	0.62
الفقرة 9	0.420	0.440	0.37

6. محك المعنى والدلالة النظرية

Meaningfulness/substantive interpretability

إن تشكيله العوامل التي يتم اختيارها باستعمال المحكات السابقة أو باستعمال بعضها لا بد أن تكون ذات معنى، أو دلالة نظرية ذات صلة بالإطار النظري للباحث، أو ذات مغزى عملي. فالفقرات أو المتغيرات التي تتشبع على العامل يجب أن تشترك في دلالة نظرية ذات معنى، وأيضا أن تكون تسميات العوامل المختارة ذات دلالة نظرية بالنسبة للموضوع أو المفهوم موضوع التحليل.

فإذا اختار الباحث ثلاثة عوامل بناء على معظم المحكات السابقة، وتبين له اختيار أربعة عوامل تنطوي على دلالة نظرية أوضح وذات مغزى بالنسبة للمفهوم الذي تم تحليله عامليا من اختيار 3 عوامل، فعلى الرغم من أن البنية العاملية المكونة من ثلاثة عوامل انسجمت مع معظم المحكات السابقة، إلا أن عامل المعنى والدلالة يعتبر محكا حاسما، وبالتالي يأخذ بالبنية العاملية المكونة من أربعة عوامل عوضا عن

ثلاثة عوامل، إذ ما الفائدة من اعتماد عدد من العوامل تستجيب للمحكّات السابقة لكنها تفتقر إلى المعنى والدلالة النظرية.

7. فحص مصفوفة البواقي **matrix residuals**

إذا أسمينا مصفوفة الارتباطات التي كانت موضوعا للتحليل بالمصفوفة الأصلية، ومصفوفة الارتباطات التي يمكن حسابها من العوامل المستخرجة (التي يقل عددها كثيرا عن عدد متغيرات مصفوفة الارتباطات) بالمصفوفة المشتقة القائمة على العوامل المستخرجة. فإذا طرحنا المصفوفة المشتقة من المصفوفة الأصلية نحصل على مصفوفة البواقي التي تدل على الفروقات بين معاملات الارتباط بين كل متغيرين مقاسين في المصفوفة الأصلية والمصفوفة المشتقة.

وكلما كانت البواقي صغيرة أي كانت الفروقات بين عناصر المصفوفتين ضئيلا كلما دل ذلك على نجاح العوامل المستخرجة في تمثيل المعلومات الموجودة في البيانات الأصلية (المصفوفة الأصلية).

ووجود بواقي صغيرة يدل على أنه تم استخراج عدد كاف من العوامل. أما إذا كان حجم البواقي متوسطا (**أي تتراوح من 0.05 إلى 0.10**) أو كان حجم البواقي كبيرا (**أي أعلى من 0.10**) فقد يوحي ذلك بأن العدد المستخرج من العوامل غير كاف (Pett, et al., 2003, Tabachnick & Fidell, 2007)، ويحتاج الأمر إلى استخراج عامل أو عاملين أو عوامل أخرى لتمثيل جل التباين أو المعلومات التي تنطوي عليها مصفوفة الارتباطات.

ويظهر الجدول التالي(1←5) في منتصفه العلوي مصفوفة الارتباطات بين المتغيرات أو الفقرات المشتقة التي أعيد حسابها بناء على العوامل المستخرجة باستعمال حزمة SPSS، وفي منتصفه السفلي البواقي residuals بعد طرح عناصر مصفوفة الارتباطات المشتقة من العناصر المناظرة لها في مصفوفة الارتباطات الأصلية بين الفقرات الثمانية. ويظهر الجدول في الصف الأخير ملاحظة على غاية الأهمية، حيث تتعلق بإحصاء عدد البواقي التي تتجاوز المستوى المسموح به للبواقي (0.05) وعددها في هذا المثال 17 قيمة من قيم البواقي والتي تشكل نسبة تجاوزت 50٪ (حيث

ينبغي ألا تتجاوز نسبة البواقي الكبيرة التي تتعدى 0.05 خمسين بالمائة). مما يدل على أن البنية العاملية التي تم استخراجها والتي تتألف من عاملين لم تتمكن من تمثيل حجم كاف من المعلومات في البيانات، وبالتالي من الضروري إعادة التحليل بإضافة عامل أخر لعلّ هذه البنية العاملية المؤلفة من ثلاثة عوامل بدلا من عاملين تستوعب جل المعلومات (التباين) في البيانات.

جدول (1-5): مصفوفة البواقي لتقدير مدى قدرة العوامل المستخرجة على تمثيل معلومات المتغيرات المقاسة

		C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8
مصفوفة الارتباطات المشتقة Reproduced Correlation	C1	.547[a]							
	C2	.080	.622[a]						
	C3	.561	.268	.632[a]					
	C4	.220	.561	.387	.547[a]				
	C5	-.113	.598	.071	.487	.642[a]			
	C6	.226	.577	.398	.563	.501	.578[a]		
	C7	.629	.223	.685	.366	.002	.377	.751[a]	
	C8	.016	.420	.144	.369	.418	.379	.108	.287[a]
مصفوفة البواقي Residuals	C1								
	C2	-.010							
	C3	-.221	-.018						
	C4	.040	-.001	-.147					
	C5	.073	-.208	.019	-.107				
	C6	-.056	-.067	-.018	-.173	-.021			
	C7	-.179	-.033	-.075	-.016	.058	-.017-		
	C8	.084	-.140	.066	-.119	-.088-	-.189-	-.038	

Extraction Method: Principal Component Analysis.

طريقة الاستخراج: المكونات الأساسية

a. Reproduced communalities — قيم الشيوع بعد استخراج العوامل

b. Residuals are computed between observed and reproduced correlations. There are 17 (60.0%) nonredundant residuals with absolute values greater than 0.05.

تم حساب البواقي بين مصفوفة معاملات الارتباط الأصلية ومصفوفة الارتباطات المشتقة. يوجد17 قيمة من قيم البواقي (60٪) التي تتعدى 0.05.

عملية تدوير وتأويل العوامل (المحاور) rotation

لقد تطرقنا إلى طرق استخراج العوامل وتحديد عددها. أي أن طرق استخراج العوامل تسمى جاهدة للاستخراج أفضل تشكيلة خطية من المتغيرات أو الفقرات التي تفسر أقصى قدر ممكن من التباين في المتغيرات من أية تركيبة ممكنة أخرى، ثم يتم الانتقال إلى استخراج العامل الثاني الذي يجب أن يفسر أقصى تباين من مقدار التباين الذي تبقى بدون تفسير عند استخراج العامل الأول، أي يتم استخراج العوامل الأخرى بالتتابع من بواقي التباين.

إن ضابط استخراج العوامل هي المحكات الرياضية بحيث أن العامل الذي يستخرج يحقق أقصى قدر من التباين المفسر في المتغيرات، وليس محك المعنى أو الدلالة النظرية للعوامل. إن المحك الرياضي يؤدي في الغالب إلى تجمع التشبعات المرتفعة على العامل الأول بحيث أن أغلب المتغيرات أو الفقرات تتشبع عليه تشبعا مرتفعا ولا تتوزع هذه التشبعات المرتفعة على العوامل الأخرى، كما يجعل العامل الأول بمثابة عامل عام يستحوذ على تفسير معظم التباين في المتغيرات على الرغم من أنه ليس كذلك بل عامل من ضمن عدد من العوامل. كما تكثر المتغيرات التي تتشبع تشبعا مرتفعا على أكثر من عامل واحد.

لنلاحظ الجدول (1-6) الذي يحتوي على تشبعات الفقرات على المكونين (أو العاملين تجاوزا) قبل التدوير، فنجد أن المكون الأول استقطب أغلب التشبعات المرتفعة، بمعنى أن أغلب الفقرات تجمعت عند المكون أو العامل الأول بتشبعاتها المرتفعة، مما يعطي انطباعا زائفا أن البنية العاملية لهذه الفقرات تنطوي على مكون واحد أو عامل عام واحد يلخص أغلب التباين (المعلومات) في المتغيرات أو الفقرات.

جدول (1-6): مصفوفة المكونات قبل التدوير

مصفوفة المكونات(*)
Component Matrix

الفقرات	المكونات Component	
	1	2
C6	.744	-.158-
C4	.724	-.154-
C2	.697	-.368-
C3	.636	.477
C7	.632	.592
C8	.447	-.295-
C1	.431	.601
C5	.550	-.583-

الخط الغامق يدل على التشبعات المرتفعة

طريقة الاستخراج: طريقة المكونات الأساسية

Extraction Method: Principal Component Analysis.

(*) تسمى مصفوفة المكونات عند استعمال طريقة المكونات الأساسية في استخراج العوامل Principal factor analysis، وتدعى مصفوفة العوامل عند استعمال الطرق الأخرى في استخراج العوامل القائمة على التباين المشترك Common factors Methods.

بالإضافة إلى تجمع تشبعات الفقرات على العامل الأول، نلاحظ وجود تشبعات مرتفعة (كل تشبع يساوي أو أكبر من 0.40 يعتبر أحيانا تشبعا مقبولا) لبعض الفقرات على العاملين أو المكونين معا مما يعقّد عملية تفسير العوامل. فمثلا نجد أن الفقرات: C3؛ C7؛ C1؛ C5 كلها تتشبع على العاملين بتشبعات تتجاوز أحيانا بكثير 0.40.

والملاحظة الثالثة أن العامل لا ينطوي على تشبعات مرتفعة وتشبعات صغرى قريبة من الصفر، بل نجد تشبعات تتوسط التشبعات المرتفعة والتشبعات المنخفضة. فالعامل أو المكون الثاني في الجدول (1←6) يحتوى على تشبعات مرتفعة (تلك التي تتجاوز قيمها 0.40)، والتشبعات الأخرى تتدرج في المستوى من تشبعات صغرى نسبيا (تشبع الفقرتين: C4؛ C6)، إلى تشبعات تتوسط التشبعات الصغرى والتشبعات المرتفعة (تشبع الفقرتين: C2؛ C8). وعدم وجود تشبعات مرتفعة وتشبعات منخفضة بل تدريج من التشبعات على نفس العامل، وأيضا عدم ميل الفقرات إلى التشبع تشبعا مرتفعا على عامل ومنخفضا على العامل الآخر يعقد عملية تأويل دلالة العوامل.

وللتخلص من إشكالية افتقار البنية العاملية للتأويل عند استخراجها، تستعمل إستراتيجية التدوير rotation أو التدوير العاملي Factor rotation التي تستهدف إعادة توزيع التباين المفسر على العوامل مع الإبقاء على التباين الكلي ثابتا بدون تغيير. ويستتبع ذلك تغيير في نمط التشبعات (كيفية تشبعها على العوامل) لتحقيق ما يسمى بالبنية البسيطة simple structure. ويمكن تلخيص خصائص البنية البسيطة في ثلاث شروط وهي:

أولا: يجب أن يتشبع كل متغير تشبعا مرتفعا على عامل واحد فقط دون العوامل الأخرى المستخرجة.

ثانيا: يجب أن يحتوى كل عامل مستخرج على تشبعين مرتفعين على الأقل.

ثالثا: يجب أن تكون أغلب التشبعات إما مرتفعة أو منخفضة (قريبة من الصفر). أما التشبعات التي تتوسط التشبعات المرتفعة والمنخفضة فيجب أن تكون نادرة أو قليلة.

ويوجد نوعان من التدوير: التدوير المتعامد Orthogonal rotation، **والتدوير المائل** Oblique rotation. وكلا النوعين ينطلقان من مسلمات أو افتراضات مختلفة لكنهما يشتركان في غاية تحقيق البنية البسيطة لتيسير آلية التأويل.

أولا: التدوير المتعامد Orthogonal rotation

في التدوير المتعامد orthogonal rotation تحتفظ العوامل التي تخضع للتدوير باستقلالها بحيث ينعدم الارتباط بين هذه العوامل. إن مصفوفة التشبعات الناتجة عن التدوير المتعامد لا تمثل فقط معاملات ارتباط الفقرات أو المتغيرات بالعوامل، بل الأهم من ذلك أنها تمثل أيضا معاملات الانحدار الجزئية المعيارية التي تدل على المساهمة الصافية لكل عامل في تفسير تباين فقرة معينة أو متغير معين. أي أن التشبع يدل على مقدار ارتباط الفقرة بالعامل، والارتباط إذا ربع يدل على مقدار التباين في الفقرة الذي يفسره العامل وحده، أو مقدار المعلومات في المتغير أو الفقرة التي يمثلها العامل.

إن الجدول (1-7) يظهر تشبعات الفقرات على العاملين المستقلين بفعل التدوير المتعامد، الذي يبقي على استقلال العوامل. ولقراءة التشبعات، ينظر إلى الفقرات بأنها متغيرات تابعة في معادلة الانحدار المتعدد، وإلى العوامل بأنها متغيرات مستقلة في معادلة الانحدار المتعدد. وبالتالي يمكن كتابة معادلة الانحدار المتعدد للفقرة الأولى كما يلي:

الفقرة1= -0.79 العامل الأول + 0.19 العامل الثاني

وتدل القيمة (-0.79) على معامل الانحدار الجزئي المعياري standardized partial regression coefficient (معامل بيتا أو وزن بيتا Beta weight) وتدل على مقدار مساهمة العامل الأول الصافية (التي لا يشاركه فيه العامل الآخر) في تفسير تباين المتغير التابع أي تباين الفقرة الأولى.

لكن نتيجة لاستقلال العاملين، وبالتالي استقلال المتغيرين المستقلين في معادلة الانحدار، فإن معاملات الانحدار السابقة هي في ذات الوقت معاملات ارتباط. فالقيمة (-0.79) هي معامل انحدار جزئي، وهي في نفس الوقت معامل ارتباط بين المتغير الأول والعامل الأول. ولما كان معامل الانحدار هو في ذات الوقت معامل ارتباط نتيجة لاستقلال العوامل، فيمكن تحويل معامل الارتباط إلى معامل تحديد حتى يسهل تصور التشبع. فعند تربيع تشبع الفقرة الأولى على العامل الأول (أي عند تربيع

القيمة التالية: -0.79)، يقرأ التشبع بعد تربيعه بأن العامل الأول يساهم في تفسير تباين الفقرة الأولى بمقدار 62٪. ويساهم العامل الثاني في تفسير التباين بنسبة 15٪ (بعد تربيع تشبع الفقرة الأولى عليه0.19^2) من مجمل تباين الفقرة الأولى. ويمكن قراءة تشبعات الفقرات الأخرى بنفس الطريقة.

ولما كانت العوامل بعد التدوير مستقلة، ولما كانت التشبعات نتيجة ذلك تعتبر معاملات انحدار جزئية معيارية، وتعتبر في ذات الوقت معاملات ارتباط بين الفقرات والعوامل، فتوجد مصفوفة واحدة تمثل تشبعات الفقرات على العوامل بعد التدوير، وتدعى في حالة التدوير المتعامد بمصفوفة تشبعات العوامل Factor loading matrix، أو اختصارا مصفوفة العوامل Factor matrix وذلك عند استعمال طرق التحليل العاملي القائمة على التباين المشترك، كما تدعى بمصفوفة تشبعات المكونات Component loading matrix ، أو مصفوفة المكونات اختصارا Component matrix. والجدول (1←7) يظهر مثالا عن مصفوفة تشبعات المكونات أو مصفوفة المكونات.

جدول(1-7): مصفوفة المكونات (العوامل) أو التشبعات بعد التدوير المتعامد: فاريماكس Varimax

المتغيرات المقاسة Measured variables	التشبعات Loadings		قيم الشيوع أو الاشتراكيات Communalities
	العامل الأول Factor I	العامل الثاني Factor II	
الفقرة1	-0.787	0.194	0.66
الفقرة2	0.724	0.266	0.58
الفقرة3	-0.804	-0.011	0.65
الفقرة4	0.102	0.933	0.88
الفقرة5	0.025	0.934	0.87
الفقرة6	0.764	0.179	0.62
الجذور الكامنة Eigenvalues	2.38	1.87	الكلي 4.25
نسبة التباين المفسر	39.7	31.2	70.9

وتوجد ثلاثة أساليب للتدوير: أسلوب أو طريقة كوارتيماكس Quartimax، أسلوب الفاريماكس Varimax ، وأسلوب إيكواماكس Equimax .

1. طريقة كوارتيماكس Quartimax

تستهدف هذه الطريقة تحقيق البنية البسيطة على مستوى صفوف مصفوفة العوامل (الأعمدة في مصفوفة العوامل تدل على العوامل وتدل الصفوف على الفقرات أو المتغيرات)، أي تعمل على تبسيط التشبعات على مستوى الصفوف بجعل المتغيرات أو الفقرات تتشبع تشبعا مرتفعا على عامل واحد فقط، وتشبعا منخفضا على بقية العوامل الأخرى. أي يدير العوامل لتعظيم مربعات تشبعات لكل متغير أو فقرة لتمكين كل فقرة أو متغير من تحقيق أقصى تشبع على عامل واحد. وينتج عن ذلك أن تشبعات الفقرات أو المتغيرات تتمركز في عامل واحد ولا تتوزع على العوامل الأخرى. ومن الصعوبات التي تتمخض عن هذه الطريقة نزوعها إلى توليد عامل عام تتشبع عليه أغلب أو كل الفقرات تشبعا مرتفعا مما يتنافى مع منطق شرط

تحقق خاصية البنية البسيطة في توزع التشبعات على العوامل. وتناسب هذه الطريقة إذا كان ثمة ما يدعو إلى الاعتقاد في وجود عامل عام للمفهوم الذي يراد تحليله.

2. طريقة الفاريماكس Varimax

إذا كان أسلوب الكوارتيماكس يركز على تبسيط تشبعات الصفوف أي تشبعات الفقرات على العوامل المستخرجة، فإن طريقة الفاريماكس تركز على تبسيط تشبعات الفقرات أو المتغيرات على كل عامل، أي تلجأ إلى تبسيط أعمدة التشبعات (التشبعات داخل كل عامل) بدلا من تبسيط تشبعات الصفوف (التشبعات بين أو عبر العوامل). أي أنه يؤدي إلى تعظيم تباين التشبعات داخل العامل، وتوسيع شقة التفاوت بين التشبعات المرتفعة والتشبعات المنخفضة على ذات العامل، بحيث أن بعض التشبعات تكون مرتفعة وبعضها الآخر يكون منخفضا قريبا من الصفر الأمر الذي ينسجم مع خاصية البنية البسيطة لتشبعات العوامل، ويسهل من عملية تأويلها، ويمكّن من التمييز أو الفصل الواضح للعوامل بإبراز المتغيرات أو الفقرات ذات التشبع المرتفع على العامل.

ومن عيوب هذه الطريقة أنها تميل إلى تجزئة تباين العامل الأكبر وتوزيعه على العوامل الأقل أهمية، مما يضعف احتمال الكشف عن العامل العام. وبالتالي فطريقة الفاريماكس ليست مناسبة إذا كان ثمة ما يدعو للاعتقاد بأن المفهوم المستهدف بالتحليل ينطوي على عامل عام. ويحذر "نانللي" و"بيرنستاين" (Nunnally & Bernstein, 1994) من التسرع في الاستنتاج بأن البينية العاملية المستخرجة تخلو من العامل العام عند استعمال طريقة الفاريماكس، لأن منطق هذه الطريقة يتنافى مع وجود عامل عام واحد. كما يحذر كومري ولي (Comrey & Lee, 1992) الباحثين من تبني عوامل كثيرة عند استعمال طريقة الفاريماكس لأنها تنزع نحو تضخيم أهمية العوامل التي هي أصلا قليلة الأهمية.

3. أسلوب إكواماكس Equamax rotation

تسعى هذه الطريقة إلى التوفيق بين الطريقتين السابقتين، بحيث تعمل على تبسيط العوامل (الأعمدة في مصفوفة العوامل أو التشبعات)، والفقرات أو المتغيرات

(الصفوف). إن هذه الطريقة نادرة الاستعمال، ويظهر أنها تؤدي إلى نتائج تُفتقر إلى الاستقرار، ويفضل استعمالها عندما يتوفر الباحث على تصور واضح لعدد العوامل التي تشكل قوام المفهوم الذي يراد تحليله (Tabachnick & Fidell, 2001).

تجدر الإشارة إلى أن أسلوب التدوير المعروف بالفاريماكس هو الأسلوب الأكثر استعمالا مقارنة بالأسلوبين الآخرين اللذين لا يستعملان إلا نادرا. ولذلك نجد بعض الحزم الإحصائية كبرمجية SPSS نصّبت طريقة الفاريماكس في التدوير باعتبارها الطريقة الافتراضية Default rotation method أو التلقائية التي تستعملها البرمجية تلقائيا إذا لم يحدد المستعمل أسلوب التدوير.

إن التدوير المتعامد يغير فقط في أنماط تشبعات العوامل لكن لا يغير في جوهر الموضوع بمعنى تبقى الجوانب التالية ثابتة بدون تغيير، إذا عند مقارنة الجدول (1-6) لمصفوفة العوامل قبل التدوير والجدول (1-7) لمصفوفة العوامل بعد التدوير المتعامد نلاحظ أن الجوانب التالية بقيت ثابتة لم تتغير:

أ. إن نسبة التباين التراكمية، أو نسبة التباين الكلية، بقيت ثابتة (70.9).

ب. إن قيم الشيوع communalities التي تدل على مدى تمثيل العوامل المستخرجة للفقرة أو المتغير، أو نسبة التباين المشترك في الفقرة، أو مجموع مربعات تشبعات الفقرة على العوامل المستخرجة لم تتغير إطلاقا قبل التدوير وبعده.

ج. إن الارتباط بين كل متغيرين الذي يعاد تقديره عند استخراج العوامل قبل التدوير هو ذاته الارتباط بين كل متغيرين عند إعادة تقديره بعد التدوير. أي أن الارتباط المقدر بين متغيرين قبل التدوير يساوي الارتباط المقدر بين نفس المتغيرين بعد التدوير.

ثانياً: التدوير المائل Oblique rotation

يختلف التدوير المائل oblique rotation عن التدوير المتعامد orthogonal rotation في أن العوامل عقب التدوير المائل تكون مرتبطة في حين تكون مستقلة عند التدوير المتعامد. والتدوير المائل يريد أن يعكس وضع المتغيرات في الواقع التي تكون عادة مرتبطة وغير مستقلة. فافتراض ارتباط العوامل هو افتراض أكثر واقعية من

افتراض استقلال العوامل، ولذلك يتوقع المستعمل من استخراج العوامل بعد التدوير أن ينسجم مع تصور العلاقات التي تربط بين الأبعاد أو العوامل التي نادرا ما تكون مستقلة. ولذلك لاحظ بيدهيزر وشمولكين (Pedhazur & Schmelkin, 1991) بأن التدوير المتعامد للعوامل عملية في الغالب ساذجة وتعكس تمثيلا غير واقعي لطبيعة الظواهر النفسية الاجتماعية.

ويفضل التدوير المائل لأنه أكثر واقعية في تمثيل العلاقات الارتباطية البينية للعوامل. فإذا كانت العوامل بالفعل مستقلة، فنتائج التدوير المائل تكون مماثلة لنتائج التدوير المتعامد. أما إذا كانت العوامل مرتبطة، فإن التدوير المائل يزودنا بصورة دقيقة عن شدة هذه الارتباطات(Byrne, 2005).

وكذلك فإن تقدير معاملات الارتباط بين العوامل يزودنا بمعلومات هامة عن إمكانية وجود عوامل متكررة غير هامة redundant factors، أو احتمال وجود عوامل عليا من الدرجة الثانية (Brown, 2006). فإذا أبانت مصفوفة الارتباطات بين العوامل التي يزودنا بها التدوير المائل عن وجود معاملات ارتباط تتجاوز ارتباطاتها 0.80 أو 0.85 دلّ ذلك على افتقار العوامل إلى الصدق التمايزي الذي يدل على أن العوامل المستخرجة غير متمايزة بما يكفي، وبالتالي يمكن اختزالها في عامل واحد بدلا من عدة عوامل. أما إذا كانت معاملات الارتباط بين العوامل معتدلة (وليست مرتفعة)، وقيم ارتباطاتها المعتدلة متقاربة، فتوحي هذه الارتباطات المعتدلة بوجود عامل عام يفسر هذه الارتباطات المعتدلة بين العوامل، وبالتالي تضاف بنية عاملية أعلى (يضاف عامل عام من الدرجة الثانية) إلى البنية العاملية السابقة العادية. والتدوير المائل يتيح التعرف على إمكانية وجود بنية عاملية من الدرجة الثانية.

ولما كانت العوامل الناجمة عن التدوير المائل مرتبطة، فمعنى ذلك أن العوامل المرتبطة تشترك في التباين الذي تفسره للفقرة أو المتغير، ونتيجة هذا التداخل (اشتراك العوامل في التباين الذي تفسره للفقرة) لا يدل التشبع على معامل ارتباط العامل بالفقرة كما كان الأمر عليه في التدوير المتعامد، إذ تدل التشبعات عند التدوير المتعامد على ارتباط العامل بالفقرة نتيجة لاستقلالية العوامل، ويدل في ذات الوقت على

معامل انحدار العامل على الفقرة أو المتغير المقاس (المقدار الصافي من التباين الذي يفسره العامل في الفقرة أو المتغير).

لكن عند استعمال التدوير المائل حيث تكون العوامل مرتبطة فيما بينها فإن التشبع لا يدل على ارتباط (مقدرا العلاقة) العامل بالفقرة لأنه ينطوي على علاقته الصافية بالمتغير وأيضا على علاقته بالمتغير التي تشاركه فيها العوامل المستخرجة الأخرى. ولذلك لتحديد العلاقة الصافية للعامل بالمتغير عند ضبط أو عزل أثر العوامل المستخرجة، وأيضا لإبراز علاقة العامل بالمتغير أو الفقرة والعلاقة الارتباطية للعوامل ببعضها بعضا يؤدي التدوير المائل إلى وجود ثلاث مصفوفات وهي:

1. مصفوفة النمط Factor pattern matrix.
2. مصفوفة البنية Factor structure matrix.
3. مصفوفة الارتباطات بين العوامل المستخرجة أو المعتمدة Factor correlation matrix.

مصفوفة النمط

تحتوي مصفوفة النمط على التشبعات التي هي أشبه بمعاملات الانحدار الجزئية المعيارية standardized partial regression coefficients لمعادلات الانحدار المتعدد، وبتعبير آخر، **يدل تشبع فقرة على العامل على أثر هذا العامل على الفقرة أو المتغير عند ضبط أو تثبيت أثر العوامل الأخرى المستخرجة.** إن الجدول(1←8) يدل على مصفوفة النمط pattern matrix للعوامل أو المكونات. إن الفقرة C6 تتشبع على العامل الأول بمقدار 0.67؛ وتتشبع على العامل الثاني بمقدار 0.24. غير أن هذه التشبعات ليست معاملات ارتباط وإنما هي معاملات انحدار جزئية تدل على صافي العلاقة التي تربط بين العامل والفقرة عند عزل أثر العامل الآخر من هذه العلاقة. وبالتالي يمكن تمثيل هذه التشبعات كما يلي:

$$C6 = 0.67\ F1 + 0.24\ F2$$

وبالتالي تقرأ تشبعات الفقرة C6 على العاملين بالطريقة التالية: أن العامل الأول (F1) يحدّد أو يؤثر على الفقرة بمقدار التشبع 0.67 عند تثبيت أثر العامل

الثاني (F2)، وأن العامل الثاني يؤثر أو يحدد الفقرة بمقدار التشبع 0.24 عند تثبيت أثر العامل الأول (F1).

جدول(1-8) مصفوفة النمط

Pattern Matrix[a]		
الفقرات والمتغيرات	المكونات أو العوامل Component (factors)	
	العامل أو المكون الأول F1	العامل أو المكون الثاني F2
C5	.82	-.24
C2	.78	.02
C6	.67	.24
C4	.65	.23
C8	.54	-.03
C7	.05	.85
C1	-.11	.76
C3	.134	.752

Extraction Method: Principal Component Analysis.
طريقة الاستخراج: طريقة المكونات الأساسية

Rotation Method: Oblimin with Kaiser Normalization.
طريقة التدوير: التدوير المائل بأسلوب أوبليمين

مصفوفة البنية

أما مصفوفة البنية فتنطوي على التشبعات التي تعامل كمعاملات الارتباط بين عامل معين وفقرة أو متغير معين. وبالتالي، فإن علاقة العامل بالفقرة ليست علاقة صافية وإنما تحتوي أيضا على العلاقة المشتركة بين العوامل بالفقرة. فارتباط العامل بالفقرة يحتوي إذن على علاقة صافية ممزوجة بالعلاقة المشتركة بين العوامل بالفقرة. ولذلك يتم حساب مصفوفة البنية بضرب مصفوفة النمط في مصفوفة الارتباطات بين العوامل. ومعنى ذلك أن التشبعات في مصفوفة البنية تحتوي على مكونين: مكون يمثل العلاقة الصافية بين العامل والمتغير أو الفقرة كما هو الشأن في مصفوفة النمط،

والمكون الثاني يمثل العلاقة المشتركة بين العوامل بالفقرة أو المتغير. وبالتالي، فتشبع فقرة على العامل في مصفوفة البنية يدل على معامل ارتباط الفقرة بالعامل لكن بدون تثبيت أو عزل علاقة العوامل الأخرى بالفقرة، أي يبقى تأثير العوامل الأخرى المستخرجة على العلاقة بين العامل والفقرة قائما.

ويظهر الجدول (1-9) مثالا عن مصفوفة البنية structure matrix، وتمثل التشبعات داخل المصفوفة معاملات الارتباط بين العاملين بالفقرات الثمانية. فتشبع الفقرة C2 على العامل الأول 79. وعلى العامل الثاني 0.21؛ ولما كانت المصفوفة في جدول (1-9) مصفوفة بنية، فإن التشبع الأول يدل على أن معامل ارتباط العامل بالفقرة C2 يساوي 0.79، ومعامل ارتباط العامل الثاني بنفس الفقرة يساوي 0.21. ولقد سبق أن قلنا أن معامل الارتباط يختلف تماما عن معامل الانحدار الجزئي عند التدوير المائل في حين أنهما متماثلان في التدوير المتعامد.

جدول(1-9): مصفوفة البنية حيث تدل التشبعات على مجرد معاملات ارتباط كل عامل من العاملين بكل فقرة من الفقرات الثمانية

مصفوفة البنية Structure Matrix		
الفقرات أو المتغيرات	العوامل أو المكونات Components/Factors	
	F1	F2
C2	.79	.21
C5	.77	-.04
C6	.72	.40
C4	.70	.38
C8	.53	.09
C7	.25	.86
C3	.31	.78
C1	.06	.73

Extraction Method: Principal Component Analysis.
طريقة الاستخراج: طريقة المكونات الأساسية

Rotation Method: Oblimin with Kaiser Normalization.
طريقة التدوير: التدوير المائل بأسلوب أوبليمين

وعند تأويل العوامل، تستعمل مصفوفة النمط في تأويل العوامل أو تسميتها أكثر من استعمال مصفوفة البنية.

مصفوفة الارتباطات بين العوامل المستخرجة أو المعتمدة

أما المصفوفة الثالثة عند ممارسة التدوير المائل فتتمثل في مصفوفة معاملات الارتباط بين العوامل المستخرجة Factor correlation matrix التي تنطوي على مستوى معاملات الارتباط بين العوامل. وينبغي أن تكون معاملات الارتباط معتدلة. لكن لماذا ينبغي أن تكون شدتها أو مستواها متوسطا أو معتدلاً (أي في مجال 0.30 إلى 0.8 أو 0.85)، ولا ينبغي أن تكون مرتفعة (أكبر من 0.8 أو 0.85)؟

السبب في ذلك، أن مستوى معاملات الارتباط الذي لا يكون منخفضا أو مرتفعا يوحي بوجود قاسم مشترك أو مساحة من الدلالة تشترك فيها هذه العوامل (التي تعكس المفهوم الذي يراد تحليله إلى عوامل) مع احتفاظ كل هذه العوامل باستقلالها النسبي، في حين أنه لو كانت معاملات ارتباط هذه العوامل المستخرجة مرتفعة، فإن العلاقة المشتركة بين العوامل تطغى على المقوم أو المكون الذي يميز كل عامل عن الآخر، مما يوحي أن العوامل لا تتمايز رغم ارتباطها وإنما تذوب في عامل واحد نتيجة ارتفاع ارتباطاتها. أما إذا كانت العلاقات الارتباطية فيما بينها منخفضة فيوحي ذلك بأن استعمال التدوير المتعامد مناسب نتيجة لاستقلال العوامل أو انخفاض ارتباطها.

ويظهر الجدول (1-10) مصفوفة الارتباطات بين العاملين المستخرجين اللذين تم ذكر تشبعاتهما في مصفوفة البنية ومصفوفة النمط. ويبدو أن معامل الارتباط بينهما متواضع (0.24) مما يوحي بإمكانية استعمال التدوير المتعامد نتيجة لانخفاض ارتباط العاملين المستخرجين.

جدول(1-10): مصفوفة معاملات الارتباط بين العوامل المستخرجة

Component Correlation Matrix		
المكونات أو العوامل Component or Factors	المكون أو العامل الأول F1	المكون أو العامل الثاني F2
المكون أو العامل الأول F1	1.000	.239
المكون أو العامل الثاني F2	.239	1.000

تسمية العوامل والحد الأدنى المقبول لمستوى التشبعات

بعد التدوير تكون العوامل قد اتصفت بخاصية البنية البسيطة التي تجعلها قابلة للتأويل. وعملية تأويل العوامل تتمثل في البحث عن عنوان أو تسمية للمعنى المشترك بين الفقرات أو المتغيرات ذات التشبعات المقبولة، أو التي تحقق حدا أدنى من التشبع المقبول على العوامل. لكن ما هو الحد الأدنى المقبول للتشبع؟ هل هو القيمة 0.30؛ أو القيمة 0.32؛ أو القيمة 0.40؛ أو القيمة 0.50؛ أو القيمة 0.60؛ أو القيمة 0.70؛ أو ماذا؟

الموضوع عرف تباينا كبيرا بين المختصين. فعلى الرغم من أن كثيرا من البحوث تستعمل الحد الأدنى من التشبع بحيث ينبغي أن يكون التشبع يساوي أو أكبر من 0.30 غير أن بعض المختصين انتقدوا هذا الإجراء الشائع عبر البحوث، والذي يفتقر إلى سند منطقي، أو دراسات تقويمية تدعمه. ولذلك تم اقتراح مستويات أخرى للحد الأدنى المقبول للتشبعات.

وفي هذا السياق، نجد "تباشنيك" و"فيدل" (Tabachnick & Fidell, 2007) يقترحان القيمة: (0.32) كحد أدنى للتشبع المقبول بحجة أن المساحة المشتركة من الدلالة (التباين المشترك) بين الفقرة بالفقرات الأخرى داخل العامل تقدر ب10٪، أو بتعبير آخر أن العامل يفسر نسبة تباين في فقرة أو متغير معين بمقدار عشرة بالمائة، في حين أن التشبع الذي يساوي 0.30 تماما يفسر نسبة تباين أقل من 10٪ ، ولعلّه السبب الذي جعلهما يقترحان القيمة 0.32 بدلا من القيمة المعتادة 0.30 .

ويرى ستيفنس (Stevens, 1992, 2002) أن لا يقل التشبع المعتمد في تأويل العامل عن (0.40) حيث تدل على أن العامل يفسر نسبة تباين في فقرة أو متغير معين بمقدار 16٪ تقريبا. أما هير وأخرون (Hair, et al. 1998) فيرون أنه عند التركيز على القيمة أو الفائدة العملية practical significance، فإن التشبع 0.30 ينبغي أن يمثل الحد الأدنى (إذا يقابل 9بالمائة أو 10 بالمائة تقريبا من التباين الذي يفسره العامل في الفقرة)، وأن التشبع 0.40 يعتبر تشبعا مهما (ويوافق 16٪ من التباين المفسر)، وأن 0.5 يعتبر ذا فائدة عملية أو تطبيقية practically significant.

ويبدو أن القيمة 0.40 كحد أدنى من تشبع الفقرات على العوامل ، بغض النظر عن الاعتبارات الأخرى، أضحت تستعمل بكثرة في البحوث.

تطبيق إجراءات التحليل العاملي الاستكشافي على مثال عملي باستعمال حزمة SPSS

أراد الباحث أن يتعرف على البنية العاملية التي تمثل مفهوم قلق الإحصاء عند استعمال حزمة SPSS، أي الكشف عن العوامل الكامنة التي تمثل أشكال القلق عند تعلم كيفية استخدام برمجية SPSS. وصمم الاستبيان المبين في الجدول (1←11) وطبقه على عينة كبيرة قوامها 257 طالبا وطالبة (Field, 2009).

جدول(1-11): استبيان قلق الإحصاء عند استخدام حزمة SPSS

فقرات الاستبيان	غير موافق إطلاقا	غير موافق	غير متأكد	موافق	موافق تماما
1. علم الإحصاء يبكيني					
2. سيعتقد أصدقائي أنني غبي لعدم قدرتي على النجاح في التعامل مع SPSS					
3. الانحرافات المعيارية تزعجني.					
4. أحلم بأن العالم "بيرسون" يهاجمني بمعاملات ارتباط.					
5. أنا لا أفهم الإحصاء.					
6. خبرتي قليلة في التعامل مع جهاز الحاسب.					
7. جميع الحواسب تكرهني.					
8. لم أكن جيدا أبدا في الرياضيات					
9. أصدقائي أفضل مني في الإحصاء.					
10. الحواسب مفيدة من أجل الألعاب فقط.					
11. دراساتي في الرياضيات في المدرسة سيئة جدا.					

فقرات الاستبيان	غير موافق إطلاقا	غير موافق	غير متأكد	موافق	موافق تماما
12. يحاول الناس إقناعي أن SPSS يجعل الإحصاء أسهل فهما، لكنه ليس كذلك.					
13. أخاف أن أسبب أضرارا للحواسب غير قابلة للإصلاح بسبب عدم كفاءتي.					
14. للحواسب أدمغتها الخاصة، وتنفذ عمليات خاطئة بشكل مقصود عندما أستخدمها.					
15. تحاول الحواسب جاهدة النيل مني.					
16. أبكي أمام الملأ عند ذكر النزعة المركزية.					
17. أصاب بغيبوبة عند رؤية معادلة ما.					
18. ينهار برنامج SPSS عندما أحاول استخدامه.					
19. ينظر إليّ الجميع عندما أستخدم SPSS .					
20. لا أستطيع النوم عند التفكير بالأشعة أو المتوجهات الخاصة.					
21. أستيقظ تحت اللحاف وأعتقد أنني محبوس تحت توزيع طبيعي.					
22. أصدقائي أفضل مني في استخدام SPSS .					
23. إذا كنت جيدا في الإحصاء فإن الناس سيعتقدون أنني عبقري.					

وتم تحويل الإجابات إلى كم بمنح الوزن أو الدرجة 1 عند اختيار فئة "غير موافق إطلاقا"؛ والوزن أو الدرجة 2 عند اختيار فئة "غير موافق"؛ والوزن أو الدرجة 3 عند اختيار فئة "غير متأكد"؛ والوزن أو الدرجة 4 عند اختيار فئة "موافق"؛ والوزن أو الدرجة 5 عند اختيار فئة "موافق تماما". حيث إن بيانات المثال الحالي متاحة على الموقع الإلكتروني التالي: http://www.uk.sagepub.com/field3e.

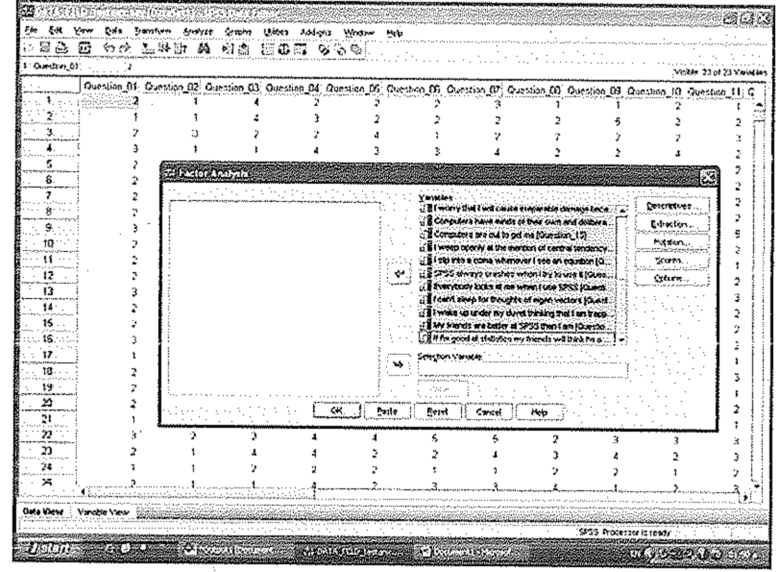
عند استعمال الرابط السابق نختار ملف ALL SPSS Data files من قائمة الملفات الأخرى. وعند فتحه يظهر ملف عام مضغوط يحتوي على عديد من ملفات البيانات: DSUS3 SPSS Files ، نقوم بفتح هذا الملف العام بعد فك ضغطه فتظهر قائمة بكافة الملفات المختلفة للبيانات. نختار ملف: SAQ.sav الذي يحتوي على بيانات المثال الحالي، وعند فتحه تظهر نافذة البيانات شبيهة بالنافذة التالية:

نشرع الآن في تطبيق التحليل العاملي الاستكشافي خطوة خطوة لتحليل هذه البيانات.

باستعمال حزمة SPSS، وانطلاقا من جدول البيانات data view، نختار الأسلوب الإحصائي الذي سنطبقه وهو التحليل العاملي الاستكشافي Exploratory factor analysis كما يلي: نضغط على Analyse ثم Data reduction ثم Factor (Analyse → Data Reduction → Factor) كما هو مبين في النافذة الآتية:

وعقب الضغط على "عامل" Factor تنفتح النافذة المعنونة بالتحليل العاملي Factor Analysis والتي تتيح اختيارات وتفاصيل . وتصميمها يتخذ المظهر المبين في النافذة التالية:

وللاستعمال هذه النافذة ننقل المتغيرات (في مثالنا الفقرات) المعنية بالتحليل من المساحة اليسرى إلى المساحة اليمنى النشطة لكي تخضع للتحليل كما تظهره النافذة التالية:



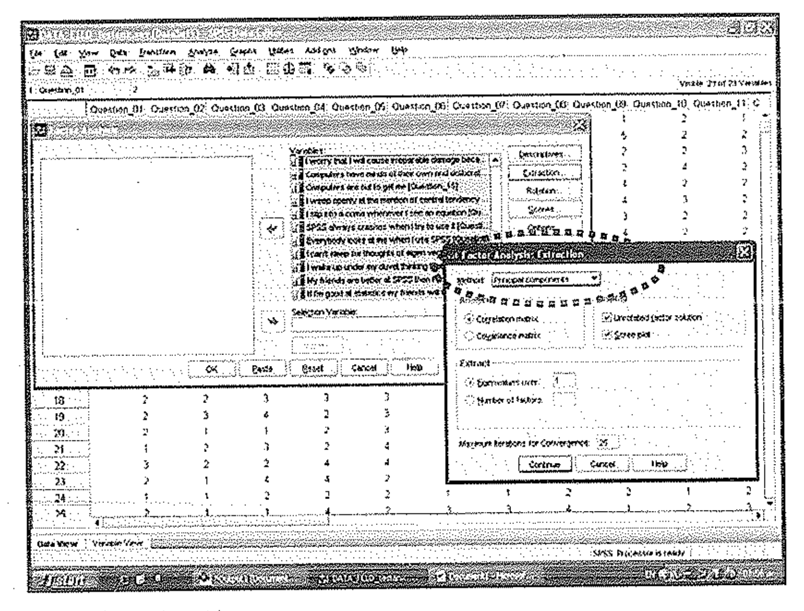
لقد ذكرنا أن أول خطوة في التحليل العاملي تتمثل في التأكد من قابلية البيانات (مصفوفة الارتباطات) للتحليل العاملي، وللقيام بذلك ننقر على Disriptives... لتنفتح نافذة حوارية صغيرة كما هو موضح في الشكل التالي:

نؤشر على الإحصاءات التي نرغب فيها للحكم على أن مصفوفة الارتباطات قابلة للتحليل العاملي وفقا للمحكّات الإرشادية التالية:

1. أغلب معاملات الارتباطات ينبغي أن تتعدى 0.30 ودالة وإن كانت الدلالة الإحصائية لا يعوّل عليها كثيرا.
2. يجب أن تكون القيمة المطلقة لمحدد مصفوفة الارتباطات أكبر من (0.00001)، فإذا كانت أكبر من هذه القيمة دلّ ذلك على عدم وجود ارتباطات مرتفعة جدا أو عدم وجود اعتماد خطي بين المتغيرات (تكرار واستنساخ للمعلومات التي يشارك بها كل متغير).
3. ينبغي أن يكون اختبار برتليت Bartlett's test of sphericity دالا إحصائيا. ويعني عندما يكون دالا إحصائيا (ألفا دون 0.05) أن مصفوفة الارتباطات ليست مصفوفة الوحدة (خالية من العلاقات) وإنما تتوفر على الحد الأدنى من العلاقات. لكن يجب التنبيه إلى أمر هام وهو إذا كان هذا الاختبار دالا فلا يعني أن كافة الارتباطات ملائمة من حيث شدتها أو مستواها، بل يدل فقط على توفر الحد الأدنى من الارتباطات بين المتغيرات، ولذلك يجب أن يعزز باختبارات أخرى.
4. يجب أن يكون اختبار (KMO) Kaiser-Mayer-Olkin لكافة المصفوفة أعلى من 0.50 وفقا لمحكات كيزر. وهو مقياس عام لكفاءة التعيين، ويدل أيضا بأن الارتباطات عموما في المستوى. ويجب أيضا أن يكون مقياس Measures of Sampling Adequacy (MSA) لكل متغير (أو فقرة إذا كانت المتغيرات فقرات) أعلى من 0.5 مما يدل على أن مستوى الارتباط بين كل متغير بالمتغيرات الأخرى في مصفوفة الارتباطات كاف لإجراء التحليل العاملي.

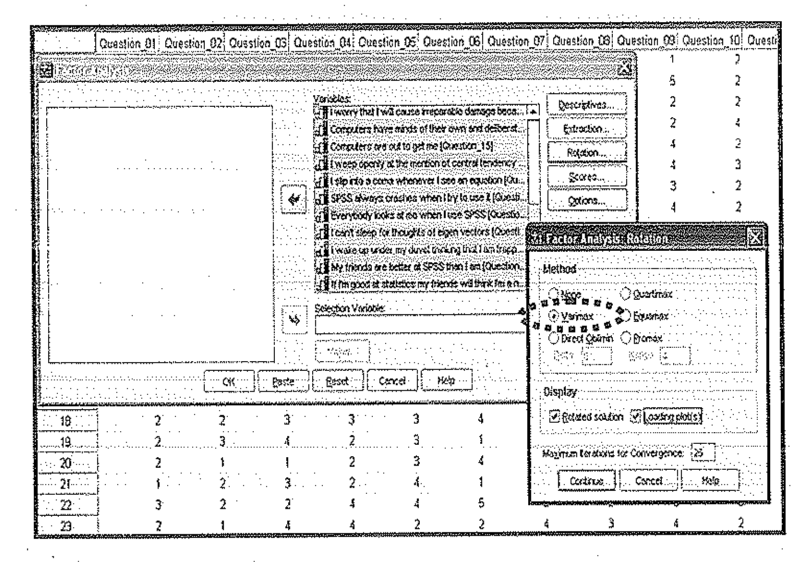
وكل هذه الاختبارات الإحصائية تتيحها نافذة: Factor Analysis: Descriptive

ثم تأتي المرحلة الثانية ذات العلاقة بطرق استخراج العوامل وهذا ما تبيّنه النافذة التالية: وتبرز النافذة الآتية الطريقة الأولى التي لا تقوم على التباين المشترك : طريقة المكونات الأساسية Principal Components:

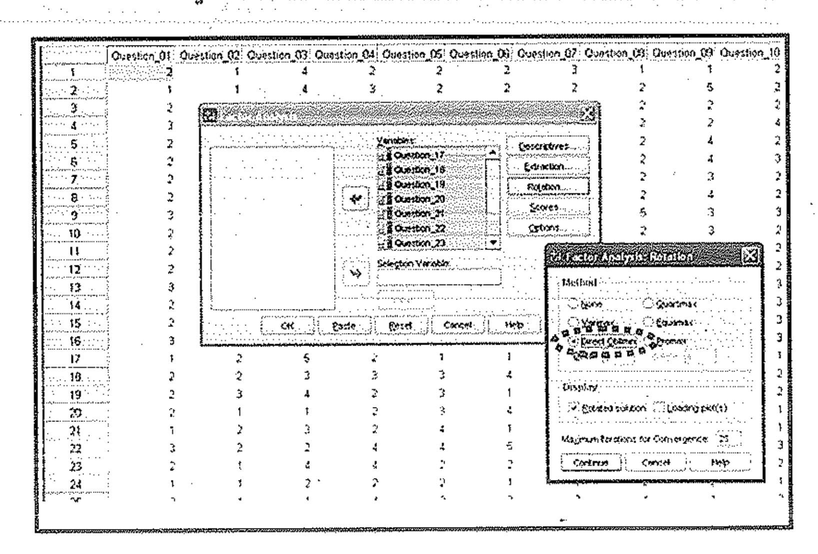


وتظهر النافذة التالية الطرق الأخرى لاستخراج العوامل والقائمة على التباين المشترك. ولعل أكثرها استعمالا طريقة المحاور الأساسية Principal Axis:

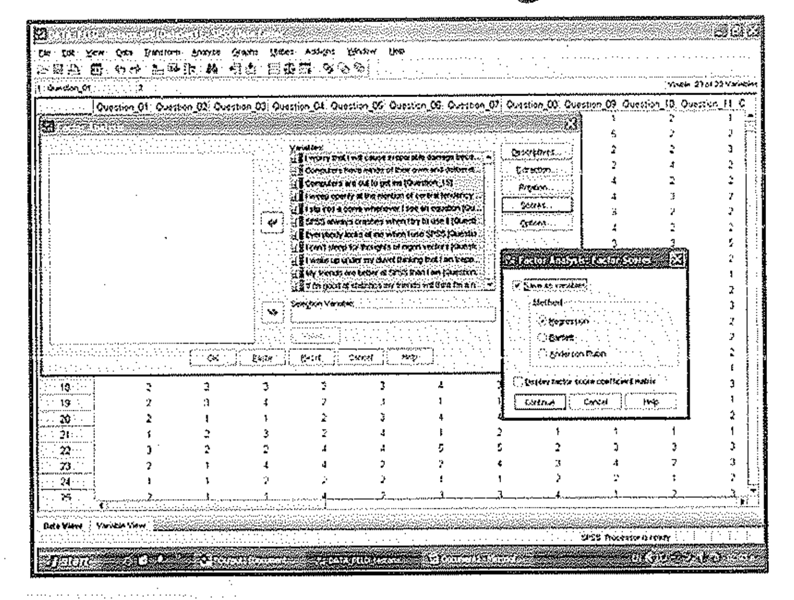
والمرحلة الثالثة تتعلق بالبحث عن معنى العوامل أي تأويل العوامل عنْ طريق تدوير العوامل أو المحاور Factor rotation . وفي هذا السياق توضح النافذة التالية أنواع التدوير المتعامد (والطريقة الافتراضية والأكثر استعمالا طريقة الفاريمكس في التدوير Varimax rotation):



كما يمكن أن يكون التدوير مائلا عند افتراض ارتباط العوامل بدلا من استقلالها. وتظهر النافذة التالية طرق التدوير المائل والطريقة الافتراضية هي Direct Oblimin :



كما يمكن استخراج درجة كل فرد على كل عامل، وتوجد عدة طرق لحساب درجات العوامل كما هو موضح في النافذة التالية:



وتتعلق النافذة الأخيرة بالاختيارات Options، وتحتوي على التعليمات التي تتعلق بإخراج قيم التشبعات ليسهل قراءتها وتسميتها:

إلى هذا الحد نكون قد انتهينا من تجهيز التعليمات، وننتقل الآن إلى قراءة المخرجات.

المرحلة الأولى: فحص مدى قابلية مصفوفة الارتباطات للتحليل العاملي

يبين الجدول التالي مصفوفة الارتباطات في النصف العلوي للجدول، والدلالة الإحصائية لمعاملات الارتباط في النصف السفلي، وينبغي أن تفحص كما يلي:

1. نفحص مصفوفة الارتباطات التي تساوي أو تفوق 0.30، وذلك لتحديد المتغيرات التي ترتبط ارتباطا ضعيفا بباقي المتغيرات أي أن ارتباطها بمعظم المتغيرات الأخرى دون 0.3.
2. البحث عن معاملات الارتباط المرتفعة التي تفوق 0.90. وإذا وجدت معاملات ارتباط مرتفعة فثمة مشكلة تدعى Multicollinearity في البيانات. والارتفاع المبالغ فيه بين المتغيرات يحجب المساهمة الخاصة لكل متغير في تحديد العوامل.
3. نفحص محدد المصفوفة الذي ينبغي ألا يساوي صفرا، أي يكون أكبر من (0.00001)، وإلا دل ذلك على وجود مشكلة Multicollinearity، فنلجأ حينئذ إلى حذف المتغيرات ذات الارتباطات العالية (0.80) بالمتغيرات الأخرى.

لنفحص أولا مدى تحقق الشرط الأول؟

إن النافذة أدناه تمثل مصفوفة الارتباطات في نصفها العلوي، والدلالة الإحصائية لمعاملات الارتباط في نصفها السفلي. ينبغي أن تكون جل معاملات الارتباط دالة إحصائيا، وهذا ما يظهر بالفعل في مصفوفة الارتباطات.

غير أن الدلالة الإحصائية لوحدها لا تكفي، لأن كبر حجم العينة يجعل جل معاملات الارتباط دالة وإن كانت منخفضة جدا. ولذلك نفحص شدة معاملات الارتباط. وينبغي أن تكون نسبة كبيرة من هذه الارتباطات تساوي أو أعلى من مستوى (0.30).

ونلاحظ أن المصفوفة تخلو من معاملات الارتباط المرتفعة التي تتعدى (0.80).

		Question_01	Question_02	Question_03	Question_04	Question_05
Correlation Matrix						
Correlation	Question_01	1.000	-.099-	-.337-	.436	.402
	Question_02	-.099-	1.000	.318	-.112-	-.119-
	Question_03	-.337-	.318	1.000	-.380-	-.310-
	Question_04	.436	-.112-	-.380-	1.000	.401
	Question_05	.402	-.119-	-.310-	.401	1.000
	Question_06	.217	-.074-	-.227-	.278	.257
	Question_07	.305	-.159-	-.382-	.409	.339
	Question_08	.331	-.050-	-.259-	.349	.269
	Question_09	-.092-	.315	.300	-.125-	-.096-
	Question_10	.214	-.084-	-.193-	.216	.258
	Question_11	.357	-.144-	-.351-	.369	.298
	Question_12	.345	-.195-	-.410-	.442	.347
	Question_13	.355	-.143-	-.318-	.344	.302
	Question_14	.338	-.165-	-.371-	.351	.315
	Question_15	.246	-.165-	-.312-	.334	.261
	Question_16	.499	-.168-	-.419-	.416	.395
	Question_17	.371	-.087-	-.327-	.383	.310
	Question_18	.347	-.164-	-.375-	.382	.322
	Question_19	-.189-	.203	.342	-.186-	-.165-
	Question_20	.214	-.202-	-.325-	.243	.200
	Question_21	.329	-.205-	-.417-	.410	.335
	Question_22	-.104-	.231	.204	-.098-	-.133-
	Question_23	-.004-	.100	.150	-.034-	-.042-
Sig. (1-tailed)	Question_01		.000	.000	.000	.000
	Question_02	.000		.000	.000	.000
	Question_03	.000	.000		.000	.000
	Question_04	.000	.000	.000		.000
	Question_05	.000	.000	.000	.000	
	Question_06	.000	.000	.000	.000	.000
	Question_07	.000	.000	.000	.000	.000
	Question_08	.000	.006	.000	.000	.000
	Question_09	.000	.000	.000	.000	.000
	Question_10	.000	.000	.000	.000	.000
	Question_11	.000	.000	.000	.000	.000
	Question_12	.000	.000	.000	.000	.000
	Question_13	.000	.000	.000	.000	.000
	Question_14	.000	.000	.000	.000	.000
	Question_15	.000	.000	.000	.000	.000
	Question_16	.000	.000	.000	.000	.000

a. Determinant = .001

لكن ماذا عن الشرط الثاني؟

لقد ذكرنا آنفا أن الشرط الثاني يتطلب أن تكون القيمة المطلقة لمحدد مصفوفة الارتباطات أكبر من (0.00001)، فإذا كانت أكبر من هذه القيمة دل ذلك على عدم

وجود ارتباطات مرتفعة جدا، أو عدم وجود اعتماد خطي بين المتغيرات (تكرار واستنساخ للمعلومات التي يشارك بها كل متغير).

ويظهر أن محدد المصفوفة الذي يظهر أسفل الجدول السابق يساوي (0.001) وهو أعلى من (0.00001). ولذلك لا يبدو أن مصفوفة الارتباطات مصفوفة منفردة (Singular matrix) التي تنطوي على اعتماد خطي تام (وجود ارتباط قوي (Multicollinearity) بين المتغيرات. أي، أن المصفوفة لا تنطوي على مشكلة ارتفاع الارتباط المبالغ فيه بين المتغيرات.

وفيما يتعلق بالشرط الثالث الذي يتطلب أن يكون اختبار برتليت Bartlett's test of sphericity دالا إحصائيا. ويدل عند دلالته أن مصفوفة الارتباطات ليست مصفوفة الوحدة Identity matrix (خالية من العلاقات) وإنما تتوفر على الحد الأدنى من العلاقات. (لكن يجب التنبيه أنه إذا كان هذا الاختبار دالا فلا يعني أن كافة الارتباطات ملائمة من حيث شدتها أو مستواها، بل يتوفر فقط على الحد الأدنى من الارتباطات بين المتغيرات، ولذلك يجب أن يعزز باختبارات أخرى)، فإن الجدول التالي يظهر اختبار برتليت Bartlett's test of sphericity دالا إحصائيا، وبالتالي تتوفر مصفوفة الارتباطات على الحد الأدنى من معاملات الارتباط.

KMO and Bartlett's Test		
Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		.930
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	19334.492
	df	253
	Sig.	.000

وعند معاينة مدى تحقق الشرط الرابع الذي يتطلب أن يكون اختبار Kaiser-Mayer-Olkin (KMO) لكافة المصفوفة أعلى من 0.50 وفقا لمحكات كيزر [كايزر يعتبر أن قيم هذا المؤشر التي تتراوح من 0.5 إلى 0.7 لا بأس بها mediocre، والقيم التي تتراوح من 0.7 إلى 0.8 جيدة Good؛ والقيم التي تتراوح من 0.8 إلى 0.9 جيدة جدا Great؛ والقيم التي تتعدى 0.9 ممتازة أو رائعة Superb] ، نجد أن قيمة KMO

تساوي 0.93 وتعتبر ممتازة أو رائعة باستعمال محك كيزر. ومعنى ذلك فإن هذه النتيجة تعزز ثقتنا بأن حجم العينة كافية لإجراء التحليل العاملي.

KMO and Bartlett's Test		
Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		.930
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	19334.492
	df	253
	Sig.	.000

وتقتضي الخاصية أو الشرط الرابع أيضا بأن يكون مقياس Measures of Sampling Adequacy(MSA) لكل متغير (أو فقرة إذا كانت المتغيرات فقرات) أعلى من 0.5 وفقا لمحكات كيزر [كايزر يعتبر أن قيم هذا المؤشر التي تتراوح من 0.5 إلى 0.7 لا بأس بها mediocre، والقيم التي تتراوح من 0.7 إلى 0.8 جيدة Good؛ والقيم التي تتراوح من 0.8 إلى 0.9 جيدة جدا Great؛ والقيم التي تتعدى 0.9 ممتازة أو رائعة Superb] مما يدل على أن مستوى الارتباط بين كل متغير بالمتغيرات الأخرى في مصفوفة الارتباطات كاف لإجراء التحليل العاملي.

وتظهر قيم MSA في الخلايا القطرية معاملات الارتباط في المستطيل السفلي (النصف السفلي) للجدول. ويبدو أن كلها تتجاوز القيمة الحرجة (0.5). وللاطلاع على الجدول بالكامل يرجع إلى النتائج الكاملة للمثال. وإذا وجد متغير قيمة MSA له أدنى من هذا الحد الأدنى(0.5) فيحذف ويعاد التحليل من جديد.

Anti-image Matrices

		Question_01	Question_02	Question_03	Question_04	Question_05
Anti-image Covariance	Question_01	.627	-.014-	.033	-.103-	-.104-
	Question_02	-.014-	.812	-.109-	-.029-	.008
	Question_03	.033	-.109-	.602	.051	.024
	Question_04	-.103-	-.029-	.051	.615	-.088-
	Question_05	-.104-	.008	.024	-.088-	.709
	Question_06	.012	-.036-	-.025-	-.004-	-.022-
	Question_07	.013	.011	.040	-.049-	-.027-
	Question_08	-.028-	-.021-	-.004-	-.042-	-.016-
	Question_09	-.011-	-.153-	-.097-	.020	-.015-
	Question_10	-.009-	-.010-	-.011-	.004	-.070-
	Question_11	-.022-	.023	.034	-.012-	-1.887E-5
	Question_12	-.004-	.021	.051	-.092-	-.037-
	Question_13	-.050-	-.005-	-.018-	.013	.003
	Question_14	-.025-	.016	.042	-.003-	-.017-
	Question_15	.057	.027	.005	-.039-	.010
	Question_16	-.153-	-.008-	.046	-.021-	-.059-
	Question_17	-.027-	-.018-	.019	-.020-	-.011-
	Question_18	-.013-	.012	.021	-.014-	.001
	Question_19	.009	-.023-	-.083-	-.024-	-.013-
	Question_20	-.011-	.045	.052	-.003-	-.008-
	Question_21	.004	.028	.040	-.050-	-.029-
	Question_22	.001	-.100-	-.005-	-.023-	.027
	Question_23	-.045-	-.002-	-.057-	-.013-	-.004-
Anti-image Correlation	Question_01	.930ª	-.020-	.053	-.167-	-.156-
	Question_02	-.020-	.875ª	-.157-	-.041-	.010
	Question_03	.053	-.157-	.951ª	.084	.037
	Question_04	-.167-	-.041-	.084	.955ª	-.134-
	Question_05	-.156-	.010	.037	-.134-	.960ª
	Question_06	.020	-.053-	-.042-	-.007-	-.035-
	Question_07	.023	.016	.072	-.087-	-.044-
	Question_08	-.049-	-.033-	-.007-	-.075-	-.027-
	Question_09	-.016-	-.193-	-.142-	.030	-.020-
	Question_10	-.012-	-.012-	-.016-	.006	-.093-
	Question_11	-.041-	.038	.064	-.022-	-3.269E-5
	Question_12	-.007-	.031	.087	-.154-	-.058-
	Question_13	-.085-	-.008-	-.032-	.023	.004
	Question_14	-.040-	.023	.069	-.004-	-.026-
	Question_15	.089	.037	.008	-.062-	.014
	Question_16	-.264-	-.011-	.081	-.036-	-.096-

a. Measures of Sampling Adequacy(MSA)

المرحلة الثانية: الاستخراج، والتدوير، وتسمية العوامل

تستعمل طريقة المكونات الأساسية أو الرئيسية Principal Component Analysis دون غيرها من الطرق الأخرى عند افتراض أن المتغيرات أو الفقرات موضوع التحليل لا تحتوي على أخطاء قياس، أي أن كل التباين الذي تنطوي عليه المتغيرات موضوع التحليل هو تباين مشترك خال من التباين الخاص أو تباين الخطأ.

ووظيفتها اختزال عدد المتغيرات المقاسة إلى عدد محدود من المتغيرات (المكونات) الكامنة التي ستحل محل المتغيرات المقاسة في الاستعمالات اللاحقة أو التحليلات اللاحقة.

يظهر الجدول التالي الجذور الكامنة للمكونات (العوامل) في العمود المعنون Total . وتوجد 4 جذور كامنة أعلى من الواحد الصحيح. ويدل على حجم التباين المستخرج أو المفسر من قبل كل مكون أو عامل. كما يظهر الجدول هذا القدر من التباين المفسر للجذر الكامن بشكل نسب مئوية من التباين المفسر لكل مكون (عامل) والنسب المئوية من التباين المفسر التراكمي. مثلا نجد أن الجذر الكامن للعامل الأول يفسر (7.290) ، ويفسر نسبة مئوية من التباين الكلي قدرها (31.696).

ويلاحظ أن التدوير يوزع نسب التباين الموزع بين العوامل بشكل متوازن نسبيا ولا يجعله يتمركز في العامل أو العاملين الأولين. ويظهر ذلك جليا عند مقارنة العمود السادس والعمود التاسع.

يظهر من الجدول التالي أن عدد العوامل التي يمكن استخراجها باستعمال محك كايزر القائم على الجذر الكامن الذي يجب أن يتعدى الواحد الصحيح أربعة عوامل.

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	7.290	31.696	31.696	7.290	31.696	31.696	3.730	16.219	16.219
2	1.739	7.560	39.256	1.739	7.560	39.256	3.340	14.523	30.742
3	1.317	5.725	44.981	1.317	5.725	44.981	2.553	11.099	41.841
4	1.227	5.336	50.317	1.227	5.336	50.317	1.950	8.476	50.317
5	.988	4.295	54.612						
6	.895	3.893	58.504						
7	.806	3.502	62.007						
8	.783	3.404	65.410						
9	.751	3.265	68.676						
10	.717	3.117	71.793						
11	.684	2.972	74.765						

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
12	.670	2.911	77.676						
13	.612	2.661	80.337						
14	.578	2.512	82.849						
15	.549	2.388	85.236						
16	.523	2.275	87.511						
17	.508	2.210	89.721						
18	.456	1.982	91.704						
19	.424	1.843	93.546						
20	.408	1.773	95.319						
21	.379	1.650	96.969						
22	.364	1.583	98.552						
23	.333	1.448	100.000						
Extraction Method: Principal Component Analysis.									

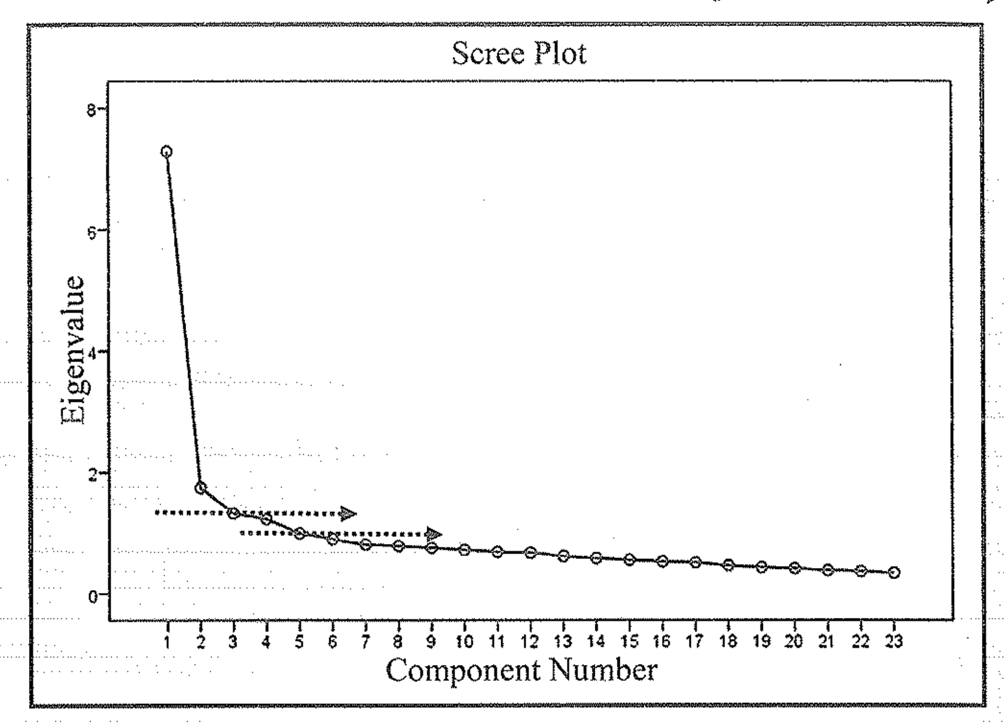
غير أن محك الجذر الكامن يكون دقيقا عندما يكون عدد المتغيرات أقل من 30 وقيم الشيوع أو الاشتراكيات communalities بعد الاستخراج أكبر من 0.70؛ أو يكفي أن يكون متوسط قيم الشيوع بعد الاستخراج أكبر 0.6 عندما يكون حجم العينة أكبر من 250 .

بالرجوع إلى مثالنا نجد أن قيم الشيوع بعد الاستخراج التي يظهرها الجدول التالي لا تتعدى 0.7 باستثناء قيمة واحدة، بالإضافة إلى ذلك فإن متوسط قيم الشيوع (573/23=0.50311.) أقل من 0.6. وبالتالي لا تتوفر الحالتان السابقتان اللتان تدلان على دقة استعمال محك كايزر.

Communalities		
	Extraction	Initial
Question 01	1.000	.435
Question 02	1.000	.414
Question 03	1.000	.530
Question 04	1.000	.469
Question 05	1.000	.343
Question 06	1.000	.654
Question 07	1.000	.545
Question 08	1.000	.739
Question 09	1.000	.484
Question 10	1.000	.335
Question 11	1.000	.690
Question 12	1.000	.513
Question 13	1.000	.536
Question 14	1.000	.488
Question 15	1.000	.378
Question 16	1.000	.487
Question 17	1.000	.683
Question 18	1.000	.597
Question 19	1.000	.343
Question 20	1.000	.484
Question 21	1.000	.550
Question 22	1.000	.464
Question 23	1.000	.412
Extraction Method: Principal Component Analysis		

ولذلك سنستعين بطريقة منحنى المنحدر Scree plot . وتجدر الإشارة أنه إذا كان حجم العينة 200 أو أكثر فإن طريقة المنحدر تعتبر دقيقة، أي أن عدد العوامل المستخرجة تتسم بالاستقرار.

إذن لنلاحظ النافذة التالية:



نلاحظ أن منحنى المنحدر scree plot السابق يظهر تباطؤا بعد العاملين الأولين (أنظر السهم المتقطع الأول)، ثم تباطؤا ثانيا بعد العامل الرابع (عاين السهم المتقطع). لكن نظرا لحجم العينة الكبير فيمكن استعمال الطريقة الأولى القائمة على محك كايزر. وبالإضافة إلى استعمال محك المعنى أو الدلالة النظرية لتشكلة العوامل، واستعمال نسبة التباين المفسر، سيقع اختيارنا على 4 عوامل. وتظهر النافذتان تشبعات الفقرات على العوامل الأربعة قبل التدوير وبعده:

لكن ما هو الحد الأدنى المقبول (شدة ارتباط المتغير أو الفقرة بالعامل ذات الفائدة العملية) لتشبع المتغيرات (الفقرات) على العامل؟ هل القيمة 0.2 أو القيمة 0.3 أو القيمة 0.4 أو القيمة 0.5 ؛ أو ما هو الحد الأدنى الذي ينبغي ألا تقل عنه التشبعات التي تفيد في تحديد الفقرات أو المتغيرات التي تكون العامل؟

يقرأ التشبع بأنه ارتباط المتغير (الفقرة) بالعامل، ولمعرفة قوة شدة التشبع أو مستواه يفضل تربيعه، ويقرأ التشبع بعد تربيعه باعتباره يدل على نسبة التباين في

الفقرة أو المتغير التي يفسرها عامل معين. أي أن العامل يمثل الفقرة أو المتغير المقاس بمقدار تلك النسبة. وعليه فإن تشبع فقرة معينة على عامل معين بمقدار 0.3 معناه أن العامل يفسر نسبة تسعة بالمائة فقط (تربيع 0.3 يساوي 0.09) من تباين الفقرة أو المتغير المقاس. والتشبع الذي مقداره 0.4 معناه أن العامل يفسر نسبة 16٪ (تربيع 0.4 يساوي 0.16) من تباين الفقرة أو المتغير. وأن التشبع الذي مقداره 0.5 يدل على أن نسب 25 بالمائة (تربيع 0.5 يساوي 0.25) من تباين الفقرة يفسره عامل معين.

إذن، ما نقطة القطع التي تفصل بين تشبع مهم وتشبع غير مهم؟

كثير من البحوث استعملت القاعدة المألوفة التي تعتبر أن التشبع 0.3 يدل على القيمة الفاصلة بين التشبع الهام (شدته مناسبة) والتشبع غير الهام (شدته منخفضة وغير كافية). غير أن هذا التشبع لا يفسر إلا مقدارا ضئيلا من التباين. ولذلك تفضل بعض المراجع التشبع 0.4 كحد أدنى لكونه يدل على شدة لا بأس بها (Stevens, 2002). ويمكن أن تكون القيمة الفاصلة للتشبعات التي تعتمد في التفسير والتشبعات التي لا تعتمد في التفسير أعلى من ذلك (كأن تكون 0.5 مثلا) لا سيما كلما صغرت العينة أو كان عدد المتغيرات (الفقرات) قليلا. ولذلك سنأخذ قيمة التشبع 0.4 كحد أدنى فاصل بين التشبعات التي تعتمد والتشبعات التي تهمل.

وتعرض النافذتان التاليتان تشبعات الفقرات على العوامل الأربعة قبل التدوير وبعد التدوير على التتالي. والتدوير يساعد على تأويل العوامل وعلى بروز أنماط واضحة لتشبعات الفقرات على العوامل الأربعة.

لنقارن بين مصفوفة المكونات (العوامل) أو التشبعات التالية قبل التدوير

Component Matrix[a]

	Component			
	1	2	3	4
Question_18	.701			
Question_07	.685			
Question_16	.679			
Question_13	.673			
Question_12	.669			
Question_21	.658			
Question_14	.656			
Question_11	.652			-.400-
Question_17	.643			
Question_04	.634			
Question_03	-.629-			
Question_15	.593			
Question_01	.586			
Question_05	.556			
Question_08	.549	.401		-.417-
Question_10	.437			
Question_20	.436		-.404-	
Question_19	-.427-			
Question_09		.627		
Question_02		.548		
Question_22		.465		
Question_06	.562		.571	
Question_23				.507

Extraction Method: Principal Component Analysis.

a. 4 components extracted.

ومصفوفة المكونات التالية بعد التدوير المتعامد بطريقة الفاريملكس varimax rotation:

Rotated Component Matrix[a]

	Component			
	1	2	3	4
Question_06	.800			
Question_18	.684			
Question_13	.647			
Question_07	.638			
Question_14	.579			
Question_10	.550			
Question_15	.459			
Question_20		.677		
Question_21		.661		
Question_03		-.567-		
Question_12	.473	.523		
Question_04		.516		
Question_16		.514		
Question_01		.496		
Question_05		.429		
Question_08			.833	
Question_17			.747	
Question_11			.747	
Question_09				.648
Question_22				.645
Question_23				.586
Question_02				.543
Question_19				.428

Extraction Method: Principal Component Analysis.
Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

نلاحظ أن جل الفقرات في مصفوفة المكونات قبل التدوير (component matrix) تشبعت على العامل الأول (19 فقرة من 22 فقرة) ولم يتشبع على العامل الثاني إلا 4 فقرات (من بينها يوجد تشبع مشترك، أي أن الفقرة الثامنة تتشبع على كلا العاملين الأول والثاني)، ولم يتشبع على العامل الثالث إلا فقرتان (واللتان تشبعتا أيضا على العامل الأول)، ولم يتشبع على العامل الأخير إلا 3 فقرات (فقرتان منها تشبعت أيضا على العامل الأول). فبالإضافة إلى غياب بعض التوازن في توزع التشبعات على العوامل المستخرجة، تظهر صعوبة تأويل العوامل (صعوبة تبين معنى كل عامل في ضوء التشبعات) وذلك لافتقاد التشبعات إلى خاصية البنية البسيطة.

ويقصد بالبنية البسيطة: أولا- أن يتشبع المتغير تشبعا مرتفعا على عامل واحد فقط وتشبعا منخفضا على بقية العوامل، وثانيا- يجب أن يحتوي كل عامل على تشبعين مرتفعين على الأقل (وتحددها بعض المراجع بثلاثة تشبعات)، وثالثا- أن تكون معظم التشبعات على العوامل إما مرتفعة أو منخفضة مع وجود عدد قليل منها بين المرتفع والمنخفض. وتتضح خصائص البنية البسيطة بجلاء في المصفوفة بعد التدوير وتكاد تغيب خصائص البنية البسيطةعن مصفوفة التشبعات قبل التدوير.

وعند مقارنة المصفوفتين أعلاه، المصفوفة قبل التدوير (component matrix) والمصفوفة بعد التدوير(rotated component matrix) يلاحظ أن التدوير يعيد توزيع التباين الذي يفسره كل عامل، لكن هذا التوزيع يتم في إطار النسبة الكلية أو التراكمية للتباين المفسر ولا يتعداها. معنى ذلك أن التباين الكلي الذي يفسر العوامل المستخرجة يبقى ذاته (بدون تغير) أو كما كان عليه قبل التدوير. الأمر المهم الثاني أن الارتباطات بين المتغيرات تبقى بدون تعديل. وأن قيم الشيوع (مجموع مربعات الفقرة على العوامل المستخرجة) لا تتغير أيضا. الأشياء التي تتغير تتمثل في نمط التشبعات (ارتفاعها وانخفاضها على كل مكون أو عامل) ونسب التباين المفسر الفردية، أي التباين الذي يفسره كل عامل.

غير أن التدوير قد يتم وفقا لفلسفتين أو مبدأين: التدوير المتعامد Orthogonal rotation الذي يحتفظ على استقلالية العوامل، والتدوير المائل Oblique rotation الذي يأخذ بعين الاعتبار ارتباط العوامل. ويتميز التدوير المائل

بكونه الأقرب إلى تمثيل طبيعة علاقات المتغيرات في الواقع التي غالبا ما تكون مرتبطة وغير مستقلة. يضاف إلى ذلك أن التدوير المائل يجعل ارتباطات المتغيرات بعواملها (أي تشبعاتها) أقوى نسبيا من التدوير المتعامد. غير أنه من سلبيات التدوير المائل أن المتغيرات تنحو معظمها إلى التشبع تشبعا مرتفعا على العوامل المستخرجة مما يضعف من خاصية البنية البسيطة التي تعين على تأويل العوامل . وسنرجع بعد قليل إلى التدوير المائل.

عودة إذن إلى التدوير المتعامد. توجد طرق للتدوير المتعامد لعل أهمها التدوير بطريقة الفاريماكس Varimax rotation، والتدوير بطريقة كوارتيماكس Quartimax rotation. ويكمن الفرق بينهما في أن الفاريماكس يؤدي إلى إبراز التشبعات المرتفعة والتشبعات الضعيفة على نفس العامل حتى يتسنى سهولة تأويل العامل لأنه يؤدي إلى التقليل من عدد المتغيرات التي تتشبع تشبعا مرتفعا على عامل معين، ومؤديا أيضا إلى تحقيق نوع من التوزيع المتكافئ لنسب التباين المفسر عل العوامل المستخرجة. في حين أن الكوارتيماكس فيقوم على جعل المتغير يتشبع تشبعا مرتفعا على عامل واحد ومنخفضا على بقية العوامل مؤديا بذلك إلى تسهيل تأويل المتغير (تسهيل تباين العامل الذي يحدد هذا المتغير أو يفسره أكثر من غيرها من العوامل). وينتج عن تبسيط تأويل المتغير وليس العامل أن تتراكم تشبعات المتغيرات على عامل واحد في الغالب مما يعقد من تأويل العامل من جهة، ويوحي بوجود عامل عام واحد رغم أنه قد توجد عوامل أخرى بجانبه عند استعمال بدله التدوير بطريقة الفاريماكس. والتدوير بطريقة الكوارتيماكس قليل الاستعمال ويستعمل في حالة ميل الباحث إلى الاعتقاد بوجود عامل عام واحد بدلا من وجود عدد من العوامل. وتجدر الإشارة إلى أن التدوير بطريقة الفاريماكس هي طريقة التدوير التلقائية لحزمة SPSS.

إذا كانت النافذة السابقة تظهر نتائج التدوير المتعامد بطريقة الفاريماكس، فإن النافذة التالية تظهر التدوير المائل . ويلاحظ وجود مصفوفتان بدلا من مصفوفة واحدة مقارنة بالتدوير السابق. مصفوفة البنية Structure matrix ومصفوفة النمط Pattern matrix. ومصفوفة البنية الذي يدل على مدى ارتباط المتغير بالعامل الذي يتشبع عليه. غير أن المعضلة أن العامل غير مستقل عن العوامل الأخرى. أي أن نسبة

التباين (بعد تربيع التشبع) التي يفسرها العامل في المتغير لا تعزى إلى العامل وحده وإنما تعزى أيضا إلى النسبة التي يشترك فيها هذا العامل مع العوامل المستخرجة الأخرى. وهذا ما يعقد تفسير العوامل ، إذ يلاحظ أن مصفوفة البنية تحتوي على تشبعات معتدلة و مرتفعة ونادرا ما تحتوي على تشبعات منخفضة، ويكثر فيها أيضا التشبعات المتقاطعة (أي تشبع المتغير أو الفقرة على أكثر من عامل واحد) المعتدلة والمرتفعة.

وللحصول على ارتباط المتغير بالعامل مع حذف ارتباط هذا العامل بعامل آخر (لكونهما مرتبطين) نتبع استراتيجية تحليل الانحدار المتعدد بحيث أن المتغير التابع يمثل المتغير أو الفقرة، والمتغيرات المستقلة تمثل العوامل المستخرجة، أما معاملات الانحدار المعيارية (معاملات بيتا) فتمثل مدى التباين الذي يفسره عامل معين من مجمل التباين لفقرة معينة عند تثبيت تباين (علاقة) العوامل الأخرى (أي عند عزل العوامل الأخرى). وتدعى معاملات الانحدار الجزئية بالتشبعات النمطية pattern loadings، ومصفوفة التشبعات بمصفوفة النمط.

إن مصفوفة النمط تحقق البنية البسيطة مقارنة بمصفوفة البنية. فبالنظر إلى الجدولين التاليين نجد في مصفوفة البنية structure matrix أن عدد التشبعات المتقاطعة المعتدلة والمرتفعة كثيرة (الفقرات ذات الأرقام التالية: 16، 3، 4، 1، 18، 7، 13، 17 لها ثلاث تشبعات تقاطعية، والفقرات ذات الأرقام التالية: 21، 12، 5، 14، 15، 11 لها تشبعان تقاطعيان، أي أن كل فقرة من هذه الفقرات تتشبع تشبعا دالا على عاملين)، في حين نجد أن هذه التشبعات المتقاطعة قد اختفت تماما من مصفوفة النمط Pattern matrix.

مصفوفة البنية

Structure Matrix

	Factor			
	1	2	3	4
Question_21	.657		.475	
Question_16	.621		.493	-.469-
Question_03	-.596-	.486	-.409-	
Question_12	.593		.564	
Question_04	.586		.472	-.458-
Question_01	.552		.407	-.449-
Question_20	.496			
Question_05	.492		.422	
Question_09		.572		
Question_02		.486		
Question_22		.484		
Question_19		.425		
Question_23				
Question_06			.746	
Question_18	.486		.720	-.407-
Question_07	.479		.676	-.415-
Question_13	.414		.673	-.457-
Question_14	.489		.613	
Question_15			.510	-.428-
Question_10			.437	
Question_08				-.798-
Question_11			.478	-.783-
Question_17	.404		.476	-.750-

Extraction Method: Principal Axis Factoring.
Rotation Method: Oblimin with Kaiser Normalization.

مصفوفة النمط

Pattern Matrix[a]

	Factor			
	1	2	3	4
Question_21	.536			
Question_20	.470			
Question_16	.449			
Question_04	.441			
Question_03	-.435-			
Question_01	.432			
Question_12	.412			
Question_05				
Question_09		.559		
Question_22		.465		
Question_02		.453		
Question_23				
Question_19				
Question_06			.862	
Question_18			.635	
Question_07			.562	
Question_13			.558	
Question_14			.473	
Question_10				
Question_15				
Question_08				-.851-
Question_11				-.734-
Question_17				-.675-

Extraction Method: Principal Axis Factoring.
Rotation Method: Oblimin with Kaiser Normalization.

لو احتفظنا بكافة التشبعات الصغيرة والكبيرة كما هو الشأن في مصفوفة النمط التالية لأمكن التعبير عن التشبعات النمطية بشكل معادلات انحدار لكل فقرة كما يلي:

بالنسبة للفقرة 21 كمتغير تابع والعوامل الأربعة كمتغيرات مستقلة، تكتب المعادلة كما يلي:

الفقرة21= 0.54 العامل الأول – 0.04 العامل الثاني + 0.17 العامل الثالث – 0.06 العامل الرابع.

وتقرأ كما يلي، أن ازدياد العامل الأول بدرجة معيارية واحدة يؤدي إلى ازدياد الفقرة21 بمقدار 0.54 درجة معيارية عند تثبيت العوامل الثلاث المتبقية؛ وأن ارتفاع العامل الثاني بوحدة معيارية واحدة يصاحبه انخفاض في الفقرة21 بمقدار ضئيل لا يتجاوز 0.04 وحدة معيارية ، عند تثبيت العوامل الثلاث المتبقية؛ وأن ارتفاع العامل الثالث بوحدة معيارية واحدة يصاحبه ارتفاع في الفقرة21 بمقدار 0.17 وحدة معيارية، عند عزل علاقة العوامل الأخرى بنفس الفقرة؛ وأن ارتفاع العامل الرابع بوحدة معيارية واحدة يصاحبه انخفاض في الفقرة21 بمقدار ضئيل لا يتجاوز 0.06 وحدة معيارية عند عزل علاقة العوامل الأخرى بنفس الفقرة.

Pattern Matrix[a]

	Factor			
	1	2	3	4
Question 21	**.536**	-.039-	.170	-.064-
Question 20	**.470**	-.142-	-.077-	-.049-
Question 16	**.449**	-.052-	.165	-.179-
Question 04	**.441**	.082	.184	-.186-
Question 03	**-.435-**	.324	-.050-	.096
Question 01	**.432**	.095	.107	-.225-
Question 12	**.412**	-.039-	.358	.008
Question 05	.357	.048	.198	-.125-
Question 09	-.090-	**.559**	-.022-	-.107-
Question 22	.070	**.465**	-.112-	.035
Question 02	-.184-	**.453**	.043	-.047-
Question 23	.100	.345	.004	.073

Question 19	-.222-	.336	-.075-	.005
Question 06	-.216-	-.008-	**.862**	.026
Question 18	.180	-.011-	**.635**	.009
Question 07	.188	-.019-	**.562**	-.032-
Question 13	.082	-.043-	**.558**	-.117-
Question 14	.240	-.022-	**.473**	-.031-
Question 10	.000	-.061-	.386	-.061-
Question 15	.114	-.125-	.318	-.187-
Question 08	.006	.048	-.088-	**-.851-**
Question 11	-.006-	-.112-	.057	**-.734-**
Question 17	.080	.021	.085	**-.675-**

Extraction Method: Principal Axis Factoring.
Rotation Method: Oblimin with Kaiser Normalization.

أما مصفوفة العلاقات الارتباطية بين العوامل فتدل على مدى ارتباط العوامل، وهي في جلها مرتبطة ارتباطا معتدلا. وينبغي ألا تكون جل الارتباطات دون 0.30 وإلا اعتبرت اقرب إلى العوامل المستقلة وبالتالي يستعمل التدوير المتعامد، ويجب ألا تكون ارتباطات العوامل مرتفعة (أكبر من 0.80) وإلا اعتبر ذلك دليلا على عدم تمايز العوامل وبأنها تذوب كلها في عامل عام واحد بدلا من أن تتمايز إلى أربعة عوامل.

مصفوفة الارتباطات بين العوامل

Factor Correlation Matrix

Factor	1	2	3	4
1	1.000			
2	-.296-	1.000		
3	.483	-.302-	1.000	
4	-.429-	.186	-.532-	1.000

Extraction Method: Principal Axis Factoring.
Rotation Method: Oblimin with Kaiser Normalization.

أما فيما يتعلق بتسمية العوامل بناء على المغزى المشترك بين المتغيرات التي تتشبع تشبعا مرتفعا على العامل، فبالرجوع إلى مصفوفة التشبعات التي تم الحصول عليها بعد التدوير المتعامد بطريقة الفاريماكس، وعند الاطلاع على محتوى الفقرات

التي تتشبع على العامل من الاستبيان، فيمكن تسمية العوامل الأربعة المستخرجة كما يلي:

العامل الأول: الخوف من الحواسب Fear of computers (لأن محتوى الفقرات أو المتغيرات التي تتشبع على العامل الأول يدور حول الخوف من الحواسب).

العامل الثاني: الخوف من الإحصاء Fear of Statistics (لأن محتوى الفقرات أو المتغيرات التي تتشبع على العامل الثاني تتمحور حول الخوف من الإحصاء).

العامل الثالث: الخوف من الرياضيات Fear of Mathematics (لأن الدلالة النظرية التي تشكل القاسم المشترك بين الفقرات أو المتغيرات الثلاثة التي تتشبع على العامل الثالث تتجلى في الخوف من الرياضيات).

العامل الرابع: تقويم الأقران Peer Evaluation (لأن محتوى الفقرات أو المتغيرات التي تتشبع على العامل الرابع تتعلق ببعض مكونات التقييم الاجتماعي من قبل الأقران).

أما فيما يخص تسمية العوامل باعتماد مصفوفة النمط عقب التدوير المائل، فبرزت نفس العوامل الأربعة مع اختلاف في الترتيب:

العامل الأول: الخوف من الإحصاء Fear of Statistics.

العامل الثاني: تقويم الأقران Peer Evaluation.

العامل الثالث: الخوف من الحواسب Fear of computers.

العامل الرابع: الخوف من الرياضيات Fear of Mathematics.

معلومات التحليل العاملي الاستكشافي التي ينبغي ذكرها عند تحرير تقرير البحث

ينبغي أن يحتوي تقرير البحث في فصل الطريقة أو المنهج إذا كان رسالة، أو قسم الطريقة إذا كان مقالا في مجلة، عند تناول التحليل العاملي الاستكشافي، على المعلومات الضرورية التالية:

أولا: مقاييس أو محكّات الحكم على قابلية المصفوفة للتحليل العاملي الاستكشافي

1. أغلب معاملات الارتباطات ينبغي أن تتعدى 0.30 ودالة، وإن كانت الدلالة الإحصائية لا يعوّل عليها كثيرا.
2. القيمة المطلقة لمحدد مصفوفة الارتباطات أكبر من (0.00001).
3. اختبار برتليت Bartlett's test of sphericity.
4. اختبار كايزر-ماير-أولكين (Kaiser-Mayer-Olkin (KMO.
5. مقياس كفاية التعيين أو العينة (Measures of Sampling Adequacy(MSA.

ثانيا: ذكر طريقة استخراج العوامل

المكونات الأساسية، أو المحاور الأساسية أو أي طريقة أخرى مع التعليل (ذكر لماذا انتقيت طريقة معينة في الاستخراج دون غيرها؟).

ثالثا: ذكر المحكات التي اعتمدت في تحديد عدد العوامل المستخرجة

محك كايزر (القيمة المميزة أكبر من الواحد)، طريقة منحنى المنحدر Scree Plot، محك نسبة التباين المفسر الكلي، محك قيم الشيوع، محك المعنى أو الدلالة النظرية للعوامل.

رابعا: ذكر طريقة التدوير

هل استعمل التدوير المتعامد أو التدوير المائل مع التعليل، أي **ذكر لماذا اختير أحدهما دون الآخر**. وإذا استعمل التدوير المتعامد تذكر الطريقة، وإذا استعمل التدوير المائل تذكر طريقة التدوير المائل أيضا.

خامسا: إدراج مصفوفة التشبعات عند التدوير المتعامد

أما إذا كان التدوير مائلا فتدرج ثلاث مصفوفات: مصفوفة النمط ومصفوفة البنية، ومصفوفة الارتباطات بين العوامل المستخرجة. ذلك أن مصفوفة النمط تفيد في تفسير العوامل، ومصفوفة البنية قد تعتمد أيضا في التفسير، أما مصفوفة الارتباطات بين العوامل فلتبيان مدى الارتباطات بين العوامل.

ومصفوفة العوامل المستخرجة يمكن أن تعرض بكافة تشبعاتها (الصغيرة منها والمرتفعة) على غرار الجدول (1←12) التالي:

جدول (1-12): مصفوفة تشبعات فقرات استبيان القلق الإحصاء عند استعمال حزمة (SPSS) على عواملها باستعمال التحليل العاملي الاستكشافي وبعد التدوير باستعمال طريقة الفاريماكس varimax(ن=2571). انطوت المصفوفة على كافة التشبعات المرتفعة والمتوسطة والمنخفضة، سواء تلك التي اعتمدت في تحديد العوامل أو التي لم تعتمد.

	العوامل المستخرجة				قيم الشيوع أو الاشتراكيات Communalities
	الخوف من الحواسب	الخوف من الإحصاء	الخوف من الرياضيات	تقويم الأقران والأصدقاء	
Question_06	**.800**	-.010-	.097	-.072-	.435
Question_18	**.684**	.327	.127	-.080-	.414
Question_13	**.647**	.234	.228	-.100-	.530
Question_07	**.638**	.327	.155	-.082-	.469
Question_14	**.579**	.360	.136	-.074-	.343
Question_10	**.550**	.001	.130	-.123-	.654
Question_15	**.459**	.217	.292	-.188-	.545
Question_20	-.038-	**.677**	.067	-.141-	.739
Question_21	.287	**.661**	.160	-.074-	.484
Question_03	-.203-	**-.567-**	-.180-	.368	.335
Question_12	.473	**.523**	.095	-.084-	.690
Question_04	.320	**.516**	.314	.039	.513
Question_16	.334	**.514**	.313	-.116-	.536
Question_01	.241	**.496**	.356	.061	.488
Question_05	.319	**.429**	.238	.015	.378
Question_08	.131	.168	.833	.005	.487
Question_17	.271	.222	**.747**	-.042-	.683

	العوامل المستخرجة				قيم الشيوع أو الاشتراكيات Communalities
	الخوف من الحواسب	الخوف من الإحصاء	الخوف من الرياضيات	تقويم الأقران والأصدقاء	
Question_11	.263	.206	**.747**	-.143-	.597
Question_09	-.094-	-.204-	.118	**.648**	.343
Question_22	-.190-	.034	-.099-	**.645**	.484
Question_23	-.023-	.172	-.198-	**.586**	.550
Question_02	-.005-	-.338-	.068	**.543**	.464
Question_19	-.146-	-.372-	-.029-	**.428**	.412
الجذر الكامن	7.29	1.74	1.32	1.23	
نسبة التباين المفسر	31.70	7.56	5.73	5.34	**نسبة التباين المفسر الكلي** 50.14

كما يمكن أن تعرض جداول العوامل محتوية فقط التشبعات التي لا تقل عن نقطة القطع أو مستوى التشبع المعتمد. فإن كانت درجة القطع التي تفصل بين التشبعات المعتمدة والتشبعات غير المعتمدة في تفسير العوامل (0.40)، تحذف من المصفوفة كل التشبعات التي تقل عن هذه القيمة، وذلك تيسيرا لعملية تأويل العوامل (تسميتها)، ولإضفاء وضوح على تصميم مصفوفة العوامل أو التشبعات لتسهل قراءتها [انظر الجدول: 1-13].

جدول (1-13): مصفوفة تشبعات فقرات استبيان قلق الإحصاء عند استعمال حزمة (SPSS) على عواملها باستعمال التحليل العاملي الاستكشافي وبعد التدوير باستعمال طريقة الفاريماكس varimax(ن=2571). حذفت التشبعات التي تقل عن 0.40 لتيسير عملية تأويل العوامل وعرضها

	العوامل المستخرجة				قيم الشيوع أو الاشتراكيات Communalities
	الخوف من الحواسب	الخوف من الإحصاء	الخوف من الرياضيات	تقويم الأقران والأصدقاء	
Question_06	**.800**				.435
Question_18	**.684**				.414
Question_13	**.647**				.530
Question_07	**.638**				.469
Question_14	**.579**				.343
Question_10	**.550**				.654
Question_15	**.459**				.545
Question_20		**.677**			.739
Question_21		**.661**			.484
Question_03		**-.567-**			.335
Question_12		**.523**			.690
Question_04		**.516**			.513
Question_16		**.514**			.536
Question_01		**.496**			.488
Question_05		**.429**			.378
Question_08			.833		.487
Question_17			.747		.683
Question_11			.747		.597
Question_09				**.648**	.343
Question_22				**.645**	.484
Question_23				**.586**	.550
Question_02				**.543**	.464
Question_19				**.428**	.412
الجذر الكامن	7.29	1.74	1.32	1.23	
نسبة التباين المفسر	31.70	7.56	5.73	5.34	نسبة التباين المفسر الكلي50.14

وينبغي أن تحتوي مصفوفة التشبعات كما هو مبين في المصفوفتين السابقتين على المعلومات الآتية:

1. الفقرات أو المتغيرات وأحيانا تذكر الفقرات في العمود الأول.
2. تذكر مسميات العوامل المستخرجة كعناوين للأعمدة التي تلي العمود الأول.
3. تذكر في خلايا أعمدة العوامل التشبعات. وقد تذكر جميع التشبعات وقد يكتفي بذكر التشبعات المعتدلة والمرتفعة وتحذف التشبعات المنخفضة. ففي المصفوفة الثانية التالية [جدول: 1-13]حذفت التشبعات التي تقل عن 0.40
4. تذكر الجذور الكامنة للعامل في قاعدة المصفوفة أو الجدول.
5. وتذكر أيضا نسب التباين المفسر من طرف كل عامل، وتذكر معها أيضا نسبة التباين المفسر الكلي. وتوضع أيضا في قاعدة الجدول.
6. يفضل أن يخصص العمود الأخير لذكر قيم الشيوع أو الاشتراكيات.

الفصل الثاني

المصطلحات والفرضيات والنماذج

النمذجة بالمعادلات البنائية

بين الفرضيات والنماذج

النماذج النظرية أو المفاهيمية

بين التحليل العاملي التوكيدي والتحليل العاملي الاستكشافي

الفصل الثاني

المصطلحات والفرضيات والنماذج

النمذجة بالمعادلات البنائية

النمذجة بالمعـادلات البنائيـة، Structural Equation Modeling (SEM) هـي جملة طرق أو إستراتيجيات إحصائية متقدمة في تحليل البيانـات بهـدف اختبـار صـحة شبكة العلاقات بين المتغيرات (النماذج النظرية) التي يفترضها الباحث، جملـة واحـدة بدون الحاجة إلى تجزيء العلاقات المفترضة إلى أجزاء، واختبار صـحة كـل جـزء مـن العلاقات على حـدة. ذلـك أن اختبـار صـحة العلاقـات المفترضـة في النمـوذج بـين المتغيرات أو المفاهيم ككل، بدون تفصيصها أو تجزيئها إلى علاقات جزئية أقوى علـى إمداد الباحث بصورة أدق عن سلوك المتغيرات الحقيقي. فتركيبة الواقع المعقدة تجعـل من المستحيل استقطاع أجزاء بسيطة من نسيج العلاقات بين المتغيرات، لأن اسـتقطاع علاقة واحدة مثلا من نسيج العلاقات بين المتغيرات، كدراسة العلاقة الارتباطيـة بـين متغيرين، أو دراسة الفروقات (وهـو الوضـع الـسائد والغالـب علـى طبيعـة التـنظير والفرضيات المبثوثة في البحوث) تمد الباحث بنتائج فسيفسائية، ومبتورة، ومبتسرة التي قد لا تعكس السلوك الحقيقي للمتغيرات في الواقع.

ولقد عرفت هذه الطرق الإحصائية بمسميات أخرى منها مثلا تحليل بنية التغاير (التغـايرات) Covariance Structure Analysis؛ نمذجـة بنيـة التغـاير Covariance Structure Modeling؛ نمذجـة المـتغيرات الكامنـة Latent Variable Modeling ؛ تحليل بنية التغاير Anlysis of Covariance Structure ؛ أوالنمذجة السببية أو نمذجـة العلاقات السببية أو نمذجة العلاقات العلية Causal Modeling، وهذا الاسم الأخـير التحم تاريخيا بالطريقة الإحصائية المعروفـة بتحليـل المسار Path Analysis. غـير أن تعـبير النمذجـة باسـتعمال المعـادلات البنائيـة (Structural Equation Modeling) وحروفها الأولى SEM صارا التعبير أو المصطلح الأكثر استعمالا، وانتشارا.

وقد استعملت النمذجة بالمعادلات البنائية في مجالات معرفية وتطبيقية مختلفة منها علم النفس، والتربية، وعلم الاجتماع، والعلوم الإدارية والتنظيمية، والعلوم الاقتصادية، وعلوم الحياة(البيولوجيا) ، والطب وعلوم التمريض وغيرها.

وتتميز استراتيجيات التحليل القائمة على المعادلات البنائية لاختبار النماذج النظرية بالخصائص التالية:

أولا: المعادلات البنائية تستعمل لاختبار العلاقات بين المتغيرات من منظور تثبتي أو توكيدي وليس من منظور استطلاعي أو كشفي

ونقصد بالمنظور الاستطلاعي أن الباحث يحلل البيانات التي يجمعها لتوظيف نتائج التحليل في بناء إطاره النظري (وضع الفرضيات مثلا)، عند استعمال التحليل العاملي الاستكشافي. فالباحث يفتقر سلفا لتصور واضح لعدد العوامل، وطبيعتها، ولا يعرف ذلك إلا بعد الإطلاع على نتائج التحليل العاملي الاستكشافي. أما المنظور التوكيدي أو التثبتي فيقصد به أن الباحث لا يمارس التحليل الإحصائي على البيانات التي يجمعها إلا بعد بناء نموذج نظري، بحيث يستعمل استراتيجية التحليل الإحصائي التي تنتمي إلى المعادلات البنائية للتثبت من مطابقة النموذج المفترض مع البيانات التي جمعها من العينة التي يفترض فيها أن تمثل المجتمع. فالتحليل العاملي التوكيدي (وهو أسلوب إحصائي ينتمي إلى النمذجة بالمعادلات البنائية) لا يستعمل إلا بعد قيام الباحث ببناء نموذج عاملي لمفهوم معين، بحيث ينطوي النموذج على عدد العوامل، وارتباطاتها، وطبيعتها (تسمية العوامل)، والمؤشرات أو المتغيرات المقاسة التي تنتمي لكل عامل.

ثانيا: تستهدف المعادلات البنائية اختبار صحة النماذج التي تنطوي في الغالب على علاقات بين المتغيرات الكامنة

والمتغيرات الكامنة تكوينات فرضية أو مفاهيم تستعصي عن القياس المباشر بحيث تقاس عن طريق عدد من المتغيرات الملاحظة القابلة للقياس، أو المؤشرات التي يفترض الباحث أنها تعطي صورة مقاربة لدلالة المفهوم أو

المتغير الكامن. ومن هذا المنطلق، فأغلب المفاهيم في العلوم الأجتماعية (اجتهادية وتستعصي عن التحديد الدقيق، ومثار تباين كبير في تعريفها من الباحثين) متغيرات كامنة. فمفهوم القلق ، والاكتئاب، والصحة النفسية، وجودة الحياة، والرضا، واحترام الذات، وإدارة الذات، والذكاء، والذكاء الوجداني، والتفكير، والتفكير الناقد، وما وراء المعرفة أو تفكير التفكير، والتفكير الإبداعي، وحل المشكلات، واتخاذ القرار، والتحصيل، وتماسك الجماعة، والمعيارية الاجتماعية، والاستلاب، وفقر المعايير، والاتجاه، والروح المعنوية، وغيرها، متغيرات كامنة، لأن كلا منها يحتاج إلى عدد من المؤشرات للاقتراب من تقدير دلالة كل مفهوم، ناهيك عن اختلاف الباحثين في تعريفها، مما يؤدي إلى تباينهم في انتقاء المؤشرات أو المتغيرات الملاحظة التي تعتمد في جمع البيانات عن المفهوم الكامن.

ثالثا: إن الأساليب الإحصائية الأولوية والمتقدمة المتعددة المتغيرات التقليدية كتحليل الانحدار المتعدد، وتحليل التباين المتعدد وغيرها تقوم على افتراض بأن المتغيرات المستقلة المستعملة في التحليل لا تنطوي على خطأ القياس

ولذلك تدخل المتغيرات في التحليل بكامل التباين الذي تنطوي عليه بما في ذلك التباين الناجم عن خطأ القياس. فالمتغيرات المستقلة أو التنبؤية التي تدخل في تشكيل معادلة الانحدار المتعدد تستعمل بكامل تباينها رغم ما تنطوي عليه من خطأ القياس لتقدير علاقة المتغيرات التنبؤية(المتغيرات المستقلة) بالمتغير التابع؛ كما يتجلى في معامل الارتباط المتعدد، أو في مربع معامل الارتباط المتعدد (معامل التحديد المتعدد)؛ وعند تقدير مدى مساهمة كل متغير مستقل عند تثبيت المتغيرات المستقلة الأخرى في المعادلة في التنبؤ بالمتغير التابع كما يتجلى ذلك في معامل الانحدار الجزئي.

غير أن منحى المعادلة البنائية ـ رغم أنها معادلات انحدارية أساسا ـ إلا أنها تصفي المتغيرات الكامنة التي تشكل النموذج البنائي من أخطاء القياس measurement errors أو البواقي residuals أو التباين الذي يبقى في المتغيرات المقاسة أو المؤشرات بعد تقدير تباينها المشترك الذي يمثل المتغير

الكامن. فالنموذج البنائي يوظف هذا التباين المشترك الذي يكون المتغيرات الكامنة ليدرس العلاقات بين هذه المتغيرات بعد تصفيتها من بواقي التباين أو الأخطاء.

رابعا: تمكن المعادلات البنائية - على خلاف الطرق الإحصائية المتقدمة الأخرى - من نمذجة أخطاء أو تباين المتغيرات المقاسة أو المؤشرات التي تفضل عن التباين المشترك (علاقة المؤشر أو المتغير المقاس بمتغيره الكامن أو عامله)، وذلك بافتراض وجود علاقة ارتباط أو تغاير بين بعض أخطاء المؤشرات

فمثلا في الدراسة التتبعية أو الطولية لدراسة تطور القيم لدى الأفراد، فإن الباحث قد يجري نفس مقياس القيم على المجموعة نفسها على فترات زمنية ليرصد تطور القيم لدى أفرادها. فإن الباحث قد يفترض أن قسما من الاستجابة على مقياس القيم يعكس حقيقة تطور القيم، وأن القسم الآخر من الاستجابات لا تعكس تطور القيم بقدر ما تعكس عامل المران أو أثر التدريب نتيجة تكرار إجراء نفس المقياس عليها. إذ من المحتمل جدا أن الاستجابة الأولى تؤثر في الاستجابة الثانية عند استعمال نفس الاستبيان ، وعامل الألفة عند تكرار نفس المقياس. وهذه العوامل التي لا علاقة لها بما يريد الباحث قياسه تدعى بالبواقي أو الأخطاء أو العوامل المشوشة.

وهذه الأخطاء أو البواقي ليست مستقلة بل مرتبطة لكون إجراء الاختبار على نفس الأفراد في المرة الأولى يؤثر على استجابة الأفراد في المرة الثانية. ولذلك يستطيع الباحث أن ينمذج العلاقة بين متغير القيم التي ترجع إلى تطور القيم، وفي ذات الوقت أن يختبر نفس النموذج بافتراض وجود ارتباط بين خطأ مؤشرات كل قيمة (فقرات القيمة على المقياس) في الفترة الزمنية الأولى والفترة الزمنية الثانية. وبهذه الطريقة يصبح النموذج أقدر على مضاهاة سلوك متغير القيم وتطوره في الواقع وذلك بتحديد العلاقة التي تعكس تطور القيم وتمييزها عن العلاقة التي تتداخل مع تطور القيم والراجعة إلى عوامل أخرى كتشابه طريقة القياس (استعمال استبيان دون الطرق الأخرى)، وانتقال أثر التدريب

لتكرار نفس المقياس، والألفة بموقف القياس وغيرها من العوامل التي تصنف كبواقي أو كأخطاء قياس.

خامسا: إن المعلومات التي توظف لاختبار صحة النموذج لا تتخذ شكل بيانات خام (الأعمدة تدل على المتغيرات المشاهدة أو المقاسة أو المؤشرات والصفوف تدل على الأفراد)، وإنما تتخذ شكل مصفوفة تباين وتغاير أو تسمى اختصارا مصفوفة تغاير (Covariance Matrices / Variance-Covariance Matrices)

أي أن المتغيرات الملاحظة تشكل عناوين الصفوف، وهي ذاتها تكون عناوين الأعمدة في المصفوفة، وخلايا قطر المصفوفة وهي التي تقسم خلايا المصفوفة إلى مثلثين من الخلايا، مثلث سفلي يوجد أسفل الخلايا القطرية، ومثلث علوي تناظر خلاياه خلايا المثلث السفلي، ويقع أعلى الخلايا القطرية. أما الخلايا القطرية فتحتوي على قيم تمثل قيم التباين للمتغيرات المقاسة، أما الخلايا أسفل أو أعلى الخلايا القطرية فتمثل قيم التغاير بين المتغيرات المقاسة. ونتيجة تناظر قيم خلايا المثلث السفلي وقيم خلايا المثلث العلوي يكتفي في الغالب برصد قيم المثلث السفلي وقيم الخلايا القطرية.

فإذا كانت مصفوفة تباين وتغاير لخمس فقرات تمثل المتغيرات المقاسة، أو المؤشرات. فنلاحظ أن المتغيرات الموجودة في الصفوف هي ذاتها الموجودة برأس الأعمدة (من فقرة 1 إلى فقرة 10)، كما نلاحظ أن الخلايا القطرية التي تحتوي على قيم محاطة بمستطيلات تدل على قيم التباين (والتباين باستعمال مفهوم التغاير هو تغاير أو علاقة المتغير بنفسه)، أما خلايا المثلث أسفل الخلايا القطرية فتحتوي على قيم التغاير (والتغاير يعكس علاقة متغير بمتغير آخر باستعمال الوحدة الأصلية لكل متغير من المتغيرين، أما الارتباط فيعكس علاقة متغير بمتغير آخر ولكن بعد تحويل وحدة قياسهما الأصلية إلى وحدات معيارية).

كما يمكن أن تكون مصفوفة البيانات بشكل مصفوفة ارتباطات، وتختلف مصفوفة الارتباطات عن مصفوفة التغايرات في أن الخلايا القطرية تحتوي على

قيم الارتباط التام أي الواحد الصحيح، لأنه يعكس ارتباط المتغير مع نفسه. أما القيم الموجودة بخلايا المثلث أسفل الخلايا القطرية فتدل على قيم الارتباطات بين متغير (فقرة معينة لقياس الرضا) بمتغير آخر (فقرة أخرى لقياس الرضا). ومن نافلة القول أن قيم الارتباط تكون في الغالب بشكل كسور عشرية ، ولا تتجاوز قيمها الواحد الصحيح. لأن الارتباط يقيد وحدة قياس كل متغير من المتغيرين بتحويله إلى وحدة معيارية، ولا يتركها طليقة حرة كما هو الشأن في التغاير.

سادسا: **إن نمذجة العلاقات باستعمال المعادلات البنائية هي حزمة من الأساليب الإحصائية القوية والمرنة والشاملة بحيث يمكن اعتبار أن بعض الأساليب الإحصائية المتقدمة التقليدية مثل تحليل الانحدار المتعدد multiple regression ، والارتباط الزمري أو بين مجموعتين من المتغيرات Canonical correlation، وتحليل التغاير المتعدد multiple covariance analysis، وتحليل التباين المتعدد Multiple analysis of variance، تعتبر حالات خاصة من المعادلات البنائية.**

وتوجد حاليا حزم إحصائية مرنة وجيدة خاصة بالمعادلات البنائية وأهمها: حزمة EQS ، وحزمة LISREL، وحزمة AMOS، وحزمة Mplus، وحزمة SAS PROC CALIS، وحزمة SEPATH ، وحزمة ROMANA، وحزمة Graph Max وسنستعمل حزمة ليزرل لعراقتها، وحزمة EQS لانتشارها السريع وشموليتها.

بين الفرضيات والنماذج

سنتناول الفرضية لأن التحليل العاملي الاستكشافي يستهدف في الغالب اختبار فرضيات البحث التي يمكن تسميتها بالفرضيات العاملية كما سنرى، كما أن التحليل العاملي التوكيدي يوظف أحيانا لاختبار الفرضيات، على الرغم من أنه يضطلع أساسا باختبار صحة النماذج التي سنتطرق إليها، والتي تدعى بالنماذج التوكيدية العاملية.

تعكس الفرضيات الجهد التنظيري للباحث. فالباحث يتوقع احتمالَ وجود علاقة بين متغيرين (أو علاقات بين متغيرات)؛ كما يمكن أن يتوقع أيضا طبيعة تلك العلاقة فإذا افترض الباحث وجود علاقة ارتباطية بين متغير الإحباط ومتغير السلوك العدواني للطفل، فإن الفرضية هذه تعكس التوجه الذهني للباحث لأنه يميل إلى ترجيح وجود علاقة بين المتغيرين عن عدم وجودها. وقد يضيف الباحث إلى الفرضية السابقة اتجاها للعلاقة بحيث يفترض وجود علاقة ارتباطية موجبة بين متغير الإحباط ومتغير السلوك العدواني للطفل. ففي هذه الحالة، فضلا عن توقع الباحث وجود علاقة بين الإحباط والسلوك العدواني ، فإنه يميل إلى الاعتقاد بأن العلاقة بين المتغيرين موجبة (كلما ازداد الإحباط ازداد السلوك العدواني)، وليست علاقة سالبة (كلما ازداد الإحباط انخفض السلوك العدواني).

ففرضية البحث، إذن، تعكس الموقف الذهني أو التوجه الذهني للباحث من مشكلة الدراسة. وقد يتمثل هذا التوجه الذهني - بكل بساطة - في افتراض وجود علاقة أو وجود فروق، وقد يتمثل أيضا في تحديد طبيعة العلاقة أو الفروق، علاوة على توقع وجودها.

لقد رجعت إلى مراجع عديدة ولا سيما تلك التي تعنى بمنهجية البحث في المجالات النفسية والتربوية والاجتماعية لعلني أصادف تصنيفا للفرضيات يتماشى وواقع البحوث. غير أني كلما أمعنت في البحث ازددت إحباطا، لأن تناول موضوع التنظير والنظريات والفرضيات، والمواضيع الأخرى ذات العلاقة، في كتب المنهجية الأجنبية منها والعربية، يتسم بالمعيارية (كيف ينبغي أن تكون عليه الفرضية) بدلا من الواقعية (تحليل الفرضيات انطلاقا من واقع البحوث)، وبالتجريد المتمركز حول تعريف النظريات ووصفها (بينما البحوث في الواقع تركز في عملية التنظير على الفرضيات) بدلا من التناول الإجرائي للفرضيات. أي تناول أنواع الفرضيات القابلة للاختبار كما وردت في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية.

لذلك اجتهدت في وضع التصنيف الإجرائي العملي التالي للفرضيات البحثية، عقب فحصنا لعدد كبير من الفرضيات المبثوثة في البحوث المنشورة في مجلات علم

النفس وفروعه المختلفة، ومجالات التربية وميادينها، ومجالات علم الاجتماع. وسأقدم فيما يلي مخططا لهذا التصنيف، مع أمثلة عند الاقتضاء.

جدول (2-1): مخطط تصنيفي عملي أو إجرائي لأنواع الفرضيات المبثوثة في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية والإدارية

مخطط تصنيفي إجرائي للفرضيات

أولا: الفرضية الفرقية

1.1 فرضية فرقية بسيطة (تنطوي على متغيرين فقط)

1.1.1 فرضية فرقية بسيطة عديمة الاتجاه

- يوجد فرق بين المذاكرة المجمعة والمذاكرة الموزعة في التحصيل
- يوجد فرق في مستوى القلق بين الذكور والاناث.
- يوجد فرق بين الذكور والإناث في القدرة على تعلم اللغات الأجنبية.

2.1.1 فرضية فرقية بسيطة ذات الاتجاه (متجهة)

- يوجد فرق بين المذاكرة الموزعة والمذاكرة المجمعة في مستوى التحصيل، لصالح المذاكرة الموزعة.
- الإناث أكثر قلقا من الذكور.
- الإناث اكثر قدرة على تعلم اللغات الأجنبية من الذكور .

1. 2 الفرضيات الفرقية المركبة (تنطوي على أكثر من متغيرين)

- **[أ] بدون ذكر اتجاه الفروقات**

- توجد فروقات في أساليب مواجهة ضغوط أحداث الحياة من حيث متغيرات: الجنس (ذكور - إناث)، العمر (منخفض - متوسط - مرتفع)، نوع العمل (عاملون - غير عاملين)، والحالة الاجتماعية (متزوجون - غير متزوجين).

- **[ب] مع ذكر إتجاه الفروقات**

- توجد فروقات بين الطلاب والطالبات في متغير الحساسية للمشكلات، ومتغير المواظبة على الدراسة، ومتغير المبادأة أو المبادرة، بحيث أن الإناث أكثر حساسية للمشكلات وأكثر مواظبة على الدراسة واقل مبادأة من الذكور.

ثانيا: الفرضيات الارتباطية

2.1 فرضية ارتباطية بسيطة (تنطوي على متغيرين)

2.1.1 فرضية ارتباطية بسيطة عديمة الاتجاه (غير متجهة)

- توجد علاقة ارتباطية بين الدافع للإنجاز ومستوى الطموح.
- توجد علاقة ارتباطية بين سنوات الخدمة للمدرس ورضاه الوظيفي.
- توجد علاقة ارتباطية بين متغير المهارات الاجتماعية ومتغير التفكير الإبداعي.

2.1.2 فرضية ارتباطية بسيطة ذات الاتجاه (متجهة)

- توجد علاقة ارتباطية موجبة بين الدافع للإنجاز ومستوى الطموح، وبتعبير أوضح، كلما ازداد الدافع للإنجاز، ارتفع مستوى الطموح.
- توجد علاقة ارتباطية سالبة بين سنوات الخدمة للمدرس ورضاه الوظيفي. أي كلما ازدادت سنوات الخدمة للمدرس، انخفض مستوى الرضا الوظيفي لديه.
- توجد علاقة ارتباطية موجبة بين متغير المهارات الاجتماعية ومتغير التفكير الإبداعي.

2.2 فرضية ارتباطية مركبة

2.2.1 علاقات ارتباطية بين متغير من جهة بمجموعة متغيرات من جهة أخرى:

[أ] علاقات ارتباطية عديمة الاتجاه (غير متجهة)

- توجد علاقات ارتباطية بين متغير المهارات الاجتماعية، وبين متغيرات أو قدرات التفكير الإبداعي المتمثلة في الطلاقة والمرونة والأصالة والاستفاضة (Elaboration) أو التفاصيل والحساسية للمشكلات.
- توجد علاقات ارتباطية بين حجم التنظيم Organization وبين درجة هرمية السلطة ودرجة الشكلية ودرجة التخصص ودرجة المشاركة فيها.

[ب] علاقات ارتباطية ذات الاتجاه (متجهة)

- توجد علاقات ارتباطية موجبة بين متغير المهارات الاجتماعية، وبين متغيرات أو قدرات التفكير الإبداعي المتمثلة في الطلاقة والمرونة والأصالة والاستفاضة (Elaboration) أو التفاصيل والحساسية للمشكلات.
- كلما ازداد حجم التنظيم Organization ارتفعت درجة هرمية السلطة ودرجة التخصص فيها وانخفضت درجة الشكلية ودرجة المشاركة فيها.

2.2.2 ارتباط مجموعة متغيرات بمجموعة متغيرات أخرى في آن واحد:

[أ] علاقات ارتباطية عديمة الاتجاه (غير متجهة)

- توجد علاقات ارتباطية خطية دالة بين أبعاد الضغط الوظيفي: صراع الدور، غموض الدور، عبيء الدور، ندرة الحوفز ، سوء الاشراف اضطراب العلاقات الوظيفية بأبعاد الإجهاد: القلق والاكتئاب والأعراض السيكوسوماتية والرضا الوظيفي.
- توجد علاقة ارتباطية خطية دالة بين مهارات الذكاء الاجتماعي المتمثلة في التعبير الانفعالي، والحساسية الانفعالية، والضبط الانفعالي، والتعبير الاجتماعي، والحساسية الاجتماعية والضبط الاجتماعي، وبين قدرات التفكير الابتكاري المتمثلة في الطلاقة والمرونة والأصالة والاستفاضة (Elaboration) أو التفاصيل والحساسية للمشكلات.

[ب] علاقات ارتباطية ذات الاتجاه (متجهة)

- توجد علاقات ارتباطية موجبة بين أبعاد الضغط الوظيفي: صراع الدور، غوض الدور، عبئ الدور، ندرة الحوافز ، سوء الإشراف اضطراب العلاقات الوظيفية بأبعاد الإجهاد: القلق والاكتئاب والأعراض السيكوسوماتية وعلاقة ارتباطية سالبة بالرضا الوظيفي.
- أو كلما ازدادت الضغوط الوظيفية: صراع الدور، غموض الدور عبء الدور، ندرة الحوافز ، سوء الإشراف، اضطراب العلاقات الوظيفية ؛ ارتفع مستوى القلق والاكتئاب والأعراض السيكوسوماتية، وانخفض مستوى الرضا الوظيفي.
- توجد علاقة ارتباطية خطية دالة وموجبة بين مستوى مهارات الذكاء الاجتماعي المتمثلة في التعبير الانفعالي، والحساسية الانفعالية، والضبط الانفعالي، والتعبير الاجتماعي، والحساسية الاجتماعية، والضبط الاجتماعي؛ وبين مستوى قدرات التفكير الابتكاري المتمثلة في الطلاقة، والمرونة، والأصالة، والاستفاضة (Elaboration) أو التفاصيل، والحساسية للمشكلات. بحيث أن ازدياد مستوى مهارات الذكاء الاجتماعي الستة (التعبير الانفعالي، والحساسية الانفعالية، والضبط الانفعالي، والتعبير الاجتماعي، والحساسية الاجتماعية، والضبط الاجتماعي) ترتبط بارتفاع مستوى قدرات التفكير الابتكاري الخمسة (الطلاقة، والمرونة، والأصالة، والاستفاضة أو التفاصيل، والحساسية للمشكلات).

ثالثا: الفرضيات التنبؤية

3.1 فرضية تنبؤية بسيطة (علاقة متغير تنبؤي Predictor بمتغير محكي Criterion أو تابع.

3.1.1 فرضية تنبؤية بسيطة عديمة الاتجاه

- يساهم أسلوب المذاكرة بالتنبؤ بمستوى التحصيل. وبتعبير آخر يمكن التنبؤ بمستوى التحصيل تنبؤا دالا إحصائيا عند معرفة أسلوب مذاكرة الطالب.
- تنطوي طبيعة نموذج التدريب المهني على قدرة تنبؤية بمستوى أداء العامل.

3.1.2 فرضية تنبؤية بسيطة ذات الاتجاه

- يساهم متغير الدافعية في التنبؤ بارتفاع مستوى التحصيل. وبتعبير آخر يمكن التنبؤ بارتفاع مستويات التحصيل عند معرفة مستويات الدافعية لدى المتعلم.
- مشاركة أعضاء الجماعة في اتخاذ قراراتها يتمتع بقدرة تنبؤية مرتفعة بمستوى تماسك الجماعة.

3.2 فرضية تنبؤية مركبة

3.2.1 علاقة متغيرات تنبؤية أو مستقلة بمتغير واحد محكي أو تابع

[أ] عدم ذكر اتجاه العلاقات المتنبإ بها

- يساهم ضغط تعارض الدور، وضغط غموض الدور، وضغط عبء الدور، وضغط الإشراف، وضغط العلاقات الوظيفية، وضغط ندرة الحوافز، في التنبؤ بمستوى القلق في محيط العمل.

[ب] مع ذكر اتجاه العلاقات المتنبإ بها

- يساهم ضغط تعارض الدور وضغط غموض الدور وضغط عبء الدور وضغط الإشراف وضغط العلاقات الوظيفية وضغط ندرة الحوافز في التنبؤ بارتفاع مستوى القلق في محيط العمل.

3.2.2 علاقة متغيرات تنبؤية أو مستقلة بمتغيرات محكية أو تابعة في آن واحد.

[أ] عدم ذكر اتجاه العلاقات المتنبإ بها.

- يساهم ضغط تعارض الدور وضغط غموض الدور وضغط عبء الدور وضغط الإشراف وضغط العلاقات الوظيفية وضغط ندرة الحوافز في التنبؤ بمستوى القلق ومستوى الاكتئاب والأعراض النفسية الجسدية (السيكوسوماتية) والرضا الوظيفي في محيط العمل.

[ب] مع ذكر اتجاه العلاقات المتنبإ بها

- يساهم ازدياد ضغط تعارض الدور، وضغط غموض الدور، وضغط عبء الدور، وضغط الإشراف، وضغط العلاقات الوظيفية، وضغط ندرة الحوافز في التنبؤ بارتفاع مستوى القلق، ومستوى الاكتئاب، والأعراض النفسية الجسدية (السيكوسوماتية)، وبانخفاض مستوى الرضا الوظيفي في محيط العمل.

رابعا: الفرضيات الشرطية (الناصة على تفاعل المتغيرات المستقلة أو التنبؤية)

4ـ 1 افتراض التفاعل بين متغيرين مستقلين أو تنبؤين:

[أ] عدم ذكر اتجاه العلاقة بين تفاعل المتغيرين المستقلين والمتغير التابع

- يختلف تاثير الضغوط المهنية على الإجهاد لدى الموظفين باختلاف المساندة الاجتماعية (توقع مدى توفر المساندة الاجتماعية).

[ب] ذكر اتجاه العلاقة بين تفاعل المتغيرين المستقلين والمتغير التابع

- يختلف تاثير الضغوط المهنية على الإجهاد لدى الموظفين باختلاف المساندة الاجتماعية (توقع مدى توفر المساندة الاجتماعية)، بحيث يكون تاثير الضغوط المهنية على الإجهاد قويا عند عدم توقع الحصول على مساندة اجتماعية، ومنخفضا عند توقع توفر المساندة الاجتماعية عند الحاجة.

2ـ4 افتراض التفاعل بين متغيرات مستقلة أو تنبؤية

[أ] عدم ذكر اتجاه العلاقة بين تفاعل المتغيرات المستقلة والمتغير التابع

- للتفاعل بين متغير معايير الجماعة، وطبيعة أهدافها، وتوقعات أفرادها أثر على تماسك الجماعة.

[ب] ذكر اتجاه العلاقة بين تفاعل المتغيرات المستقلة والمتغير التابع

- تساهم معايير الجماعة في التنبؤ بارتفاع تماسك الجماعة عندما تكون أهدافها إجرائية مرحلية، وتوقعات أفرادها واضحة، وتساهم معايير الجماعة في التنبؤ بانخفاض تماسكها عندما تكون أهدافها مجردة عامة، وتوقعات أفرادها غامضة.

خامسا: الفرضيات السببية أو العلية (تلك التي تنص صراحة على علاقة أو علاقات سببية)

1ـ5 فرضية سببية ذات المسار أو المسارات السببية الوحيدة الاتجاه

[أ] فرضية سببية بسيطة (تنطوي على متغيرين فقط)

- يؤثر مدى التطرف في اتخاذ القرارات الزوجية على درجات التوافق الزواجي.

- يؤدي التدريب أو المران إلى ارتفاع مستوى الأداء.

[ب] فرضية سببية مركبة أو متعددة المتغيرات

- يؤثر المستوى الثقافي للأسرة تأثيرا موجبا على مستويات أبعاد معنى الحياة المتمثلة في بعد أهداف الحياة، بعد التعلق الإيجابي بالحياة، بعد التحقق الوجداني ، بعد الثراء الوجودي، بعد نوعية الحياة،وبعد الرضا الوجودي.

2ـ5 فرضية سببية ذات المسار أو المسارات السببية المتبادلة التأثير والتأثر (العلاقات العلية المتبادلة)

[أ] فرضية سببية بسيطة (تنطوي على متغيرين فقط)

- الإحباط يؤدي إلى السلوك العدواني و السلوك العدواني بدوره يؤدي إلى مزيد من الإحباط.

[ب] فرضية سببية مركبة أو متعددة المتغيرات

- توجد علاقات سببية متبادلة بين الروح المعنوية، والاتجاهات ، والالتزام لدى الأفراد في محيط العمل من جهة وبين الرضا الوظيفي والتماهي مع أهداف المنظمة أو المؤسسة من جهة أخرى. بحيث أن الروح المعنوية، والاتجاهات ، والالتزام لدى العامل أو الموظف تؤثر في الرضا الوظيفي والتماهي مع أهداف المنظمة، وفي ذات الوقت فإن متغيري التماهي مع أهداف المؤسسة، والرضا الوظيفي يؤثران على الروح المعنوية لأفراد المؤسسة، وعلى اتجاهاتهم الوظيفية، والتزامهم المهني.

سادسا: الفرضيات العاملية

1ـ6 تحليل المفهوم (إلى أبعاد)

1ـ1ـ6 فرضية عاملية استطلاعية (لا تنص على طبيعة العوامل المفترضة أو مسمياتها)

- ينطوي مفهوم البيئة التعلمية على بنية عاملية متعددة العوامل أو الأبعاد.

- تنتظم المهارات الاجتماعية في أكثر من عامل.

- يتألف مفهوم الاستلاب الاجتماعي من بنية عاملية متعددة الأبعاد.

2-1-6 فرضية عاملية اختبارية أو تأكيديه (تحدد طبيعة العوامل المفترضة ومسمياتها)

- ينتظم البناء العاملي لبيئة التعلم في مكونين هما: أهداف المدرسة، والعلاقات بين المعلم والطلاب.
- ينطوي مفهوم **الاغتراب أو الاستلاب** Alienation على أربعة عوامل أو أبعاد وهي: العزلة الاجتماعية Social isolation، اللامعيارية Normlessness، العجز Powerlessness، اللامعنى Meaninglessness.
- يتألف مفهوم **المعتقدات الإبستمولوجية** (نظرة الفرد إلى المعرفة العلمية وطرق تحصيلها) من بنية عاملية خماسية الأبعاد وهي: أولا. بعد إيقاع التعلم أو سرعته، ثانيا. تنظيم المعرفة، ثالثا. يقينية المعرفة، رابعا. التحكم في عملية التعلم، خامسا. مصدر المعرفة.

2-6 دراسة العلاقات (عن طريق المقارنة بين البنيات العاملية للمجموعات)

1-2-6 فرضية عاملية استطلاعية (لا تنص على طبيعة العوامل المفترضة أو مسمياتها)

- يختلف التركيب العاملي للدافع للإنجاز لدى الطلاب الذكور عنه لدى الطالبات.
- لا توجد فروق في البناء العاملي لمفهوم الاغتراب عند اختلاف الخلفية الحضرية، والجنس.
- تحتفظ البنية العاملية للمعتقدات الإبستمولوجية على تماثلها على مستوى متغير الجنس (طلاب - طالبات)، والتخصص (علمي - أدبي).

2-2-6 فرضية عاملية اختبارية أو تأكيدية (تحدد طبيعة العوامل المفترضة ومسمياتها)

- إن البنية العاملية لمفهوم **الاغتراب أو الاستلاب** Alienation التي تتألف من أربعة عوامل أو أبعاد وهي: العزلة الاجتماعية Social isolation، اللامعيارية Normlessness، العجز Powerlessness، اللامعنى Meaninglessness. والعلاقات الارتباطية بين هذه العوامل لا تختلف لدى العمال في قطاع الخدمات عنه لدى العمال في قطاع الانتاج.
- تحتفظ البنية العاملية للمعتقدات الإبستمولوجية التي تتألف من العوامل الخمسة التالية: إيقاع التعلم أو سرعته، و تنظيم المعرفة، ويقينية المعرفة، والتحكم في عملية التعلم، ومصدر المعرفة، كما تحتفظ العلاقات الارتباطية المعتدلة بين هذه العوامل الخمسة على تماثلها لدى الذكور مقارنة بالإناث، ولدى طلبة العلمي مقارنة بطلبة الأدبي.

1-7 الفرض الصفري أو فرض العدم null hypotheses (تنص على غياب العلاقات الارتباطية أو الفروق).

1-1-7 فرضية صفرية إحصائية (علما بأن التحليل الإحصائي يختبر الفرض الصفري مباشرة، لاتخاذ قرار رفضه أو عدم رفضه، ولا يختبر فرضية البحث أو الفرض البديل مباشرة)

- لا توجد فروق دالة إحصائيا بين المستهلكين والمستهلكات في اتجاههم نحو الإعلانات التجارية.
- لا يوجد ارتباط دال احصائيا بين عمر الأفراد ومستوى قلق المستقبل لديهم.

2-1-7 فرضية صفرية بحثية [تماثل الفرضية الصفرية الإحصائية في شكل الصياغة وتختلف عنها في القصد أو الغرض حيث أن الباحث يتوقع صحتها (أن تكون دالة إحصائيا) بعكس الفرضية الصفرية التي يتوقع الباحث زيفها أو خطأها (أن تكون غير دالة إحصائيا).

- لا يوجد فرق بين المعوقين و غير المعوقين في القدرات العقلية.
- لا يوجد فرق بين الذكور والإناث في التفكير الإبتكاري إجمالا وفي قدرات التفكير الابتكاري: الطلاقة، والمرونة، والأصالة، والاستفاضة (Elaboration) أو التفاصيل، والحساسية للمشكلات.
- لا توجد علاقة ارتباطية مباشرة بين الرضا المهني والأداء.

ورغم هذا التعدد الظاهري لأشكال الفرضيات التي تسود البحوث، غير أننا نعتقد، وبعد مسح لعدد كبير من البحوث المنشورة في الأقطار العربية، أن حظ هذه الأنماط من الفرضيات من الحضور في تنظير الباحثين (عند معاينة بحوثهم) يتسم بالتفاوت والتفاضل الصارخين. **فالفرضية الفرقية والفرضية الارتباطية حظيتا، وما فتئتا تحظيان بنصيب الأسد من التواجد والحضور والانتشار في البحوث، وتسودان سيادة تامة باقي الفرضيات الأخرى.** في حين أن الفرضية الوسيطية أو الفرضية الشرطية Hypotheses with mediator or moderator variables مثلا أقلها حضورا وتواجدا واستعمالا. ويستتبع هذا الاستعمال أعراض التنظير التالية:

1. تجزئ شبكة العلاقات ونسيجه في الواقع إلى وحدات فسيفسائية جزئية أو شتاة من العلاقات، بحيث أن كل وحدة لا تزيد في الغالب عن العلاقة بين متغيرين، أي إلى ثنائيات أو أزواج من العلاقات بحيث أن كل زوج يصاغ في شكل فرضية ارتباطية أو فرضية فرقية.
2. اختزال سلوك المتغيرات في الواقع الذي يتسم بالتركيب والالتحام والتداخل والتفاعل إلى أشكال مبسطة من العلاقات المباشرة أي ارتباط متغير معين بمتغير

آخر، أو مقارنة فروق متوسطي مجموعتين أو متوسطات مجموعات للمتغير المستقل على المتغير التابع، وإغفال الطبيعة التركيبية المتعددة الأوجه لسلوك المتغيرات بالابتعاد عن صياغة فرضيات متعددة المتغيرات سواء أكان هذا التعدد يمس المتغيرات المستقلة او المتغيرات التابعة أو كلاهما معا داخل الفرضية.

3. سيادة التنظير المتسم بالخطية أو الاطراد، والمتسم أيضا بافتراض العلاقات المباشرة بين المتغيرين، مع ندرة التفكير في متغيرات أخرى وسيطية أو مشرطة تضطلع بتعديل العلاقة المباشرة بين المتغيرين أو المتغيرات حسب طبيعة المتغير الوسيط أو المشرط ومستوياته، الأمر الذي يضفي على الفرضية قدرة تنبؤية وتفسيرية التي افتقرت لها من قبل، ويجعلها أقدر على مضاهاة سلوك المتغيرات المتداخل والتفاعلي في الواقع.

النماذج النظرية أو المفاهيمية

Conceptual Models/Theoretical Models

للأسف تغفل كتب مناهج البحث التطرق إلى النماذج النظرية Conceptual Models/Theoretical Models عند معالجة الأطر النظرية للبحث، على الرغم من أنها لا تغفل التطرق إلى الفرضيات، وأسئلة البحث، والتعريف الإجرائي للمصطلحات أو المفاهيم المستعملة.

يمكن تناول النماذج النظرية تناولا نظريا معمقا، لكن فضلت أن أعزف عن الاستغراق في المعالجة التنظيرية لمفهوم النموذج النظري أو التنظيري، لأركز على المعالجة العملية الإجرائية للنماذج النظرية، حتى يقف القارئ على أنواعها الأكثر ورودا في الدراسات الأمبريقية سواء أكانت تجريبية، أم شبه تجريبية، أم مسحية، ويتعرف على بنيتها، وطبيعة العلاقات التي تنطوي عليها.

ينطوي النموذج في الغالب على عدد من العلاقات بين المتغيرات، وبالتالي فهو يتجاوز بساطة الفرضيات الفرقية والارتباطية التي قد لا تفي بحقيقة سلوك المتغيرات في الواقع. فالنموذج يستهدف الاقتراب من واقع العلاقات بين المتغيرات المدروسة، محاولا مضاهاة سلوك المتغيرات المستهدفة، ويعكس قدر الإمكان شبكة العلاقات بين

المتغيرات المدروسة التي غالبا ما تتعدى مجرد الفرق أو مجرد الارتباط بين متغيرين، بدون الإسراف في ذكر التفاصيل أو إقحام متغيرات قليلة الأهمية في النموذج، وبدون استبعاد دراسة المتغيرات الهامة، أو إهمال بعضها نتيجة لعدم التفطن لأهميتها في النموذج.

إن التنظير عن طريق الفرضيات الجزئية يركز على الأبعاد الجزئية للعلاقات، ولا يركز على تكاملها وتفاعلها. إذ في غياب تكامل العلاقات وتفاعلها تفقد العلاقات قدرا كبيرا من دلالتها النظرية الأصلية. وغالبا ما يعمد الباحث إلى ذكر عدد من الفرضيات البحثية في دراسته، ويرصّها بجانب بعضها بعضا، لعلها تستوعب الموضوع، أو تتناول أبعاد المشكلة. وفي نهاية المطاف، نجد أنفسنا أمام كتلة من الفرضيات الجزئية، التي تبدو أشبه شيء بقطع فسيفسائية متراصّة، لكنها لا تشكل صورة ذات مغزى ودلالة.

ينبغي أن تتسم الفرضيات بنوع من الثراء النظري الذي لا يقوم على ثنائيات أو أزواج المتغيرات (العلاقات بين كل زوج من المتغيرات)، بل الفرضيات التي تستوعب تكامل المتغيرات، وتفاعلها، وتمفصلها، وتقاطعها. والنماذج النظرية أو التصورية ما هي إلا فرضيات اتسمت بقدر من الثراء في التنظير بحيث تغطي عددا من المتغيرات، وتنظر لطبيعة علاقاتها، وتضفي على المتغيرات مرونة وظيفية، بحيث أن ذات المتغير قد يكون متغيرا مستقلا بالنسبة للمتغيرات التابعة التي يؤثر فيها، ومتغيرا تابعا بالنسبة للمتغيرات التي تؤثر فيه، ومتغيرا وسيطيا ضابطا للعلاقة بين متغير مستقل بمتغير تابع.

وحتى نتبين أهمية التنظير القائم على النموذج ومزاياه مقارنة بالتنظير المتمركز حول الفرضيات الجزئية نسوق المثال التالي: لنفترض أننا نريد أن ندرس محددات طموح الطلاب أو عوامله، وافترضنا أن المتغيرات التالية: الذكاء، عدد الإخوة والأخوات، مستوى تعليم الوالدين، مهنة الوالد، متغيرات مستقلة مؤثرة ؛ وأن المتغير التابع يتلخص في متغير الطموح المهني. أما درجات التحصيل، والتوقعات الأكاديمية، فافترضنا أنها متغيرات تتأثر بالمتغيرات المستقلة وتؤثر بدورها في المتغير التابع الطموح

المهني. لنحاول الآن أن نضع فرضيات لصياغة هذه العلاقات. بدون شك، أننا نجد أنفسنا أمام عدد كبير من الفرضيات أذكر منها على سبيل المثال لا الحصر:

1. الفرضية(1): ارتفاع مستوى الذكاء يرتبط بارتفاع مستوى الطموح المهني.
2. الفرضية(2): حجم الأسرة (عدد الإخوة والأخوات) يؤثر في الطموح المهني.
3. الفرضية(3): ارتفاع مستوى تعليم الوالد يرتبط بارتفاع مستوى الطموح المهني.
4. الفرضية(4): طبيعة مهنة الوالد تؤثر في مستوى الطموح المهني للطالب.
5. الفرضية(5): مستوى التحصيل المرتفع (الدرجات والعلامات) يرتبط بمستوى مرتفع في الطموح المهني.
6. الفرضية(6): التوقعات الأكاديمية المرتفعة ترتبط بمستوى مرتفع في الطموح المهني.
7. الفرضية(7): مستوى الذكاء يؤثر في مستوى التحصيل
8. الفرضية(8): حجم الأسرة (عدد الإخوة والأخوات) يؤثر في مستوى التحصيل
9. الفرضية(9): ارتفاع مستوى تعليم الوالد يؤثر في مستوى التحصيل
10. الفرضية(10): طبيعة مهنة الوالد تؤثر في مستوى التحصيل.
11. الفرضية(11): مستوى الذكاء يؤثر في مستوى التوقعات الأكاديمية.
12. الفرضية(12): حجم الأسرة (عدد الإخوة والأخوات) يؤثر في مستوى التوقعات الأكاديمية.
13. الفرضية(13): مستوى تعليم الوالد يؤثر في مستوى التوقعات الأكاديمية.
14. الفرضية(14): طبيعة مهنة الوالد تؤثر في مستوى التوقعات الأكاديمية.
15. الفرضية(15): الذكاء يؤثر في مستوى التحصيل، ومستوى التحصيل يؤثر بدوره في الطموح المهني.
16. الفرضية(16): حجم الأسرة يؤثر في مستوى التحصيل، ومستوى التحصيل يؤثر بدوره في الطموح المهني.
17. الفرضية(17): مستوى تعليم الوالد يؤثر في مستوى التحصيل، ومستوى التحصيل يؤثر بدوره في الطموح المهني.

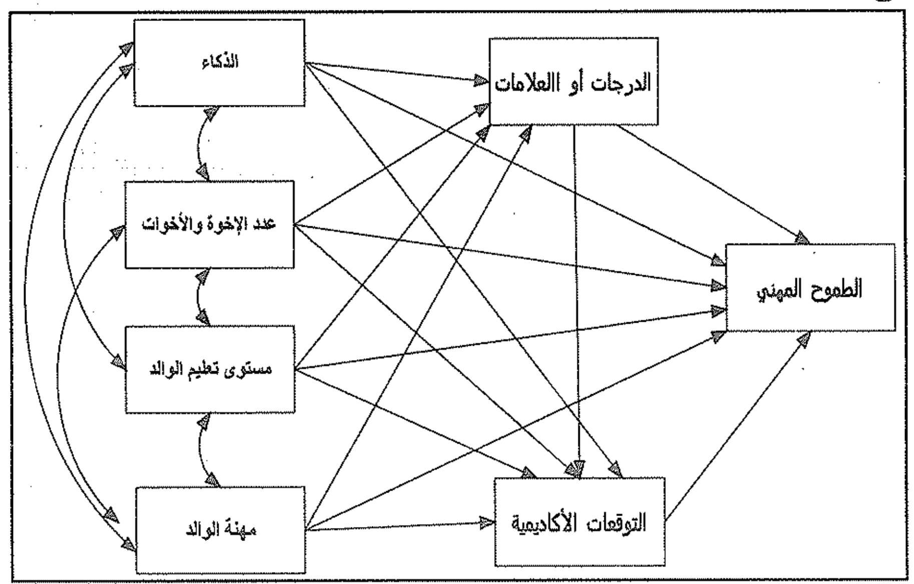
18. الفرضية(18): طبيعة مهنة الوالد تؤثر في مستوى التحصيل، ومستوى التحصيل يؤثر بدوره في الطموح المهني.
19. الفرضية(19): الذكاء يؤثر في مستوى التوقعات الأكاديمية ، ومستوى التوقعات الأكاديمية يؤثر بدوره في الطموح المهني.
20. الفرضية(20): حجم الأسرة يؤثر في مستوى التوقعات الأكاديمية ، ومستوى التوقعات الأكاديمية يؤثر بدوره في الطموح المهني.
21. الفرضية(21): مستوى تعليم الوالد يؤثر في مستوى التوقعات الأكاديمية ، ومستوى التوقعات الأكاديمية يؤثر بدوره في الطموح المهني.
22. الفرضية(22): طبيعة مهنة الوالد تؤثر في مستوى التوقعات الأكاديمية ، ومستوى التوقعات الأكاديمية يؤثر بدوره في الطموح المهني.
23. الفرضية(23): الذكاء يؤثر في مستوى التحصيل، ومستوى التحصيل يؤثر بدوره في التوقعات الأكاديمية ، ومستوى التوقعات الأكاديمية يؤثر بدوره في الطموح المهني.
24. الفرضية(24): حجم الأسرة يؤثر في مستوى التحصيل، ومستوى التحصيل يؤثر بدوره في التوقعات الأكاديمية، ومستوى التوقعات الأكاديمية يؤثر بدوره في الطموح المهني.
25. الفرضية(25): مستوى تعليم الوالد يؤثر في مستوى التحصيل، ومستوى التحصيل يؤثر بدوره في التوقعات الأكاديمية، ومستوى التوقعات الأكاديمية يؤثر بدوره في الطموح المهني.
26. الفرضية(26): طبيعة مهنة الوالد تؤثر في مستوى التحصيل، ومستوى التحصيل يؤثر بدوره في التوقعات الأكاديمية، ومستوى التوقعات الأكاديمية يؤثر بدوره في الطموح المهني.

إن طريقة التنظير هذه تقوم على وضع فرضيات جزئية فسيفسائية بحيث يصعب بناء تصور عام كلي للعلاقات بين المتغيرات السابقة. ثم إن تفكيك العلاقات بين المتغيرات وتفصيصها يوحي بأن المتغيرات في الواقع تتصرف بالطريقة المفككة التي تعكسها الفرضيات الجزئية، في حين أن المتغيرات في الواقع لا تتصرف على نحو منفرد

أو تتدخل في علاقات مزدوجة(علاقة متغير بمتغير آخر)، وإنما تربطها علاقات تفاعلية أو تكاملية بالمتغيرات الأخرى.

إذن، كل ما يمكن القيام به، اختبار صحة الفرضيات السابقة فرضية فرضية، لكن من المتعذر اختبار الفرضيات السابقة مرة واحدة للوقوف على تكامل علاقات المتغيرات التي تنطوي عليها الفرضيات. ودراسة النسيج الكلي للعلاقات بين المتغيرات يمدنا بصورة ذات دلالة ومغزى، وأقرب إلى مضاهاة سلوك المتغيرات التقاطعي والتفاعلي للعلاقات مقارنة بالصورة الاختزالية لثراء العلاقات التي تمدنا بها الفرضيات الجزئية الفسيفسائية العديدة.

ولكي يتسنى لنا دراسة العلاقات المفترضة بين متغيرات تفسير الطموح المهني دراسة تكاملية ومفصلة في ذات الوقت، قمنا برسم المسار التخطيطي للعلاقات المختلفة التي تحتويها الفرضيات العديدة السابقة (26فرضية) ولنصطلح على تسميته بنموذج المسارات Path model، أو نموذج تحليل المسارت Path analysis model الموضح في الشكل (2←1).



شكل (2-1): نموذج نظري لتوضيح محددات الطموح المهني. تدل المستطيلات على المتغيرات المقاسة، والأسهم المستقيمة الوحيدة الاتجاه على المسارات (تأثير أحد المتغيرين على الآخر)، والأسهم المحدبة المزدوجة الاتجاه على العلاقات الارتباطية بين المتغيرات المستقلة الخارجية

يظهر نموذج تحليل المسار ملامح تنظير الباحث بشكل كلّي تكاملي من جهة، وبشكل تفصيلي أيضا عند التركيز على مسارات (علاقات الاعتماد أو التأثير بين المتغيرات) من جهة أخرى. التصور النظري الكلي للنموذج يتلخص في أن المتغيرات التي افترض الباحث أنها تحدد (محددات) مستوى الطموح وهي الذكاء، حجم الأسرة (عدد الإخوة والأخوات)، مستوى تعليم الوالد، ومهنة الوالد تمارس في ذات الوقت تأثيرا مباشرا على مستوى الطموح وتأثيرا غير مباشر عليه عن طريق المتغيرين الوسيطين المتمثلين في التحصيل (الدرجات) والتوقعات الأكاديمية. أضف إلى ذلك أن الباحث يعتقد أن هذه المتغيرات المستقلة مترابطة فيما بينها.

نستخلص مما تقدم أن النموذج النظري سواء أكان مماثلا لمثالنا أو مختلفا عنه، فإنه يتفوق على الفرضيات من عدة جوانب نذكر منها ما يلي:

1. رسم إطار متكامل تتحرك في مساحته العديد من الفرضيات الجزئية التي تستهدف عملية الوصف أو عملية التنبؤ أو تفسير مشكلة بحثية معينة. وبالتالي لا تبدو الفرضيات المتضمنة في النموذج كشتات، إنما كلبنات أو وحدات تسبح في إطار علائقي، وتشتق معناها من علاقتها بالوحدات أو الفرضيات الأخرى داخل نسق النموذج.
2. قوة النموذج تتجلى في قدرته على مضاهاة سلوك المتغيرات المتشعب والمتداخل في الواقع، الأمر الذي تعجز دونه الفرضيات التي تنحو إلى التركيز في الغالب على علاقة معينة، وتستقطعها من نسيج علاقاتها بمتغيرات أخرى.
3. النموذج ينطوي على مرونة في التنظير حيث تضطلع نفس المتغيرات بأدوار مختلفة في النموذج، فقد تلعب دور المتغيرات المستقلة المؤثرة أو التنبؤية، وقد تمارس في ذات الوقت دورا وسيطا بين متغيرات مستقلة مؤثرة ومتغيرات تابعة متأثرة، وقد تضطلع أيضا بدور ثالث بكونها متغيرات تابعة بالنسبة لمتغيرات أخرى مستقلة. فمتغير "التوقعات الأكاديمية" ومتغير "الدرجات أو العلامات" كما يوضحه الشكل (2←1) يمارسان تأثيرا مباشرا على متغير الطموح المهني فهما متغيران مستقلان بالنسبة للمتغير التابع "الطموح المهني"؛ وهما يتلقيان تأثير المتغيرات المستقلة المتمثلة

في الذكاء، ومتغير مهنة الأب، ومتغير مستوى تعليم الوالد، ومتغير مهنة الوالد ، فهما متغيران تابعان بالنسبة لهذه المتغيرات المستقلة. ومتغير "التوقعات الأكاديمية" ومتغير "الدرجات أو العلامات" يلعبان في ذات الوقت دورا ثالثا باعتبارهما متغيرين وسيطين ينقلان جزئيا أثر المتغيرات المستقلة الأربعة السابقة ويؤثران ايضا على المتغير التابع: "الطموح المهني".

4. ومن جوانب قوة النموذج فإنه يمكّن الباحث من اختبار نسيج العلاقات التي ينطوي عليها دفعة واحدة، أي كجشطلت أو ككل، ولا يقوم فقط على اختبار العلاقات بتفصيصها أو تجزيئها علاقة علاقة.

ولعلنا بهذا القدر من المقارنة بين الفرضيات والنماذج نكون قد أستثرنا نسبيا شهية القارئ إلى معرفة المزيد عن النماذج النظرية البحثية. وفي هذا السياق، يستحسن أن نتطرق إلى بعض النماذج النظرية التي تصادف في البحوث متوخين شرحها بأشكال توضيحية. وسنتعرف على ثلاثة أنواع من النماذج وهي:

أولا: النماذج البنائية Structural Analysis Models.

ثانيا: نماذج تحليل المسارات Path Analysis Models.

ثالثا: النماذج العاملية الاستكشافية Exploratory Factor Analysis Models.

رابعا: النماذج العاملية Confirmatory Factor Analysis Models.

أولا: النموذج البنائية [1] Structural Model

النموذج البنائي يتألف أساسا من العلاقات بين المتغيرات الكامنة ذاتها التي تمثل البعد البنائي للنموذج فضلا عن احتوائه على المتغيرات الكامنة أو العوامل

---

(1) إن لفظ أو مصطلح "البنائي" Structural المستخدم في سياق هذا الكتاب الذي يعنى بالمنهجية الكمية لتحليل البيانات، لا علاقة له بمفهوم "البنائية" Constructivism كنظرية تعنى بطبيعة المعرفة العلمية أو الإبستومولوجيا التي غالبا ما يتم تناولها في تخصص أصول التربية، وتخصص المناهج وطرق التدريس في كليات التربية. لكن لا بأس أن أزود القارئ بتعريف مفهوم "البنائية" الفلسفي والتربوي حتى يتسنى له التمييز بين استعمال مفهوم "البنائي" في سياق هذا الكتاب عن استعمال ذات اللفظ في سياق الفلسفة أو الإبستومولوجيا.==

مصحوبة بمؤشراتها أو متغيراتها المقاسة التي تمثل بعد القياس للنموذج. والمتغيرات الكامنة تكوينات فرضية أو مفاهيم تستعصي عن القياس المباشر بحيث تقاس عن طريق عدد من المتغيرات الملاحظة القابلة للقياس، أو المؤشرات التي يفترض الباحث

==

"البنائية" Constructivism هيَ فِي ذات الوقت نظريةٌ في المعرفةِ Theory of knowledge، أيْ: دراسةُ المعرفةِ مِنْ زاويةٍ فلسفيةٍ أوْ إبستمُولوجيةٍ، وكذلكَ نظريةٌ في اكتسابِ المعرفةِ أو نظرية في التعلم Learning Theory.

ينطلقُ تصورُ الإبستومولوجيا البنائيةِ constructive epistemology حولَ مشكلةِ المعرفةِ وقضاياها مِن جملة من الافتراضات أو المنظورات وهي:

الافتراض الأول: الفرد بان لمعرفته، يبنِي الفردُ (أوِ الذاتُ العارفةُ) المعرفةَ اعتمادًا على خِبرتِه، ولا يستقبلُها بصورةٍ سلبيةٍ من الآخرينَ. إنَّ المفاهيمَ، والأفكارَ، وغيرَها لا تنتقلُ مِن فردٍ لآخرَ بنفسِ معناهَا، فالمستقبِلُ لها يبنِي لنفسِه معنًى مغايرًا لها. إن المعرفةَ ليستْ مجردَ صورةٍ أوْ نسخةٍ من الواقعِ، ولكنَّها تَنتجُ عن بناءِ الواقعِ من خلالِ أنشطةِ الذاتِ العارفةِ . فالمعرفة لدى البنائيين لا تنقل (إنكار مبدأ نقلِ المعرفةِ knowledge transmission) وإنما تبنى أو يعاد إنتاجها في ذهن المتلقي (تعرف تغيرا في تنظيمها وتصورها وبنيتها في العقل).

والافتراض الثاني أنَّ معرفةَ الفردِ نتاجُ خبرتِه، بمعنَى أنَّ نشاط الفرد (الذات العارفة) وخبرته هما المحددُ الأساسيُّ لهذِه المعرفةِ. إنَّ المعرفةَ بالنسبةِ للبنائيينَ سياقية Contextual، لا يمكن فصلها عن العارفِ Knower بها، ولا عن مواقفِ الخبرةِ المنبثقةِ عنهَا.

والافتراض الثالث أن البنائية تنظر إلى المعرفة من الزاوية الوظيفية بأنها وسيلية Instrumentalist (أو أدوات لحل المشكلات)، ونفعية (عملية، أو تساعد الفردِ في تفسيرِ ما يمر بِهِ منْ خبراتٍ حياتيةٍ). فضابط صحة المعرفة التعامل مع الواقع وتنظيم الخبرات وليس الكشف عن الحقيقة.

والبنائية كنظرية في التعلم ترى أن التعلم عملية تنظيمية يضطلع بها العقل بتنشيط مخطوطات ذهنية mental schemata قائمة على الخبرات لمتعلمة السابقة تقوم بإضفاء معنى ودلالة على الخبرات التعليمية الجديدة وتتطور هذه المخطوطات بفعل تمثيل assimilationالخبرات والمواءمة مع المواقف الجديدة accommodation بحيث تتطور بنيتها للتعامل مع الضغوط المعرفية cognitive constraints ولاستيعاب الخبرات الجديدة. فالتعلم قائم على النشاط الفردي والتنظيم الذاتي self regulation والتفاعل مع الآخرين خلال التفاوض الاجتماعي social negociation، وعلى استقصاء ذِاتي للخبرات والمواقف التعلمية المشتقة من الواقع authentic learning situations.

أنها تعطي صورة مقاربة لدلالة المفهوم أو المتغير الكامن. ومن هذا المنطلق، فأغلب المفاهيم في العلوم الاجتماعية متغيرات كامنة (اجتهادية وتستعصي عن التحديد الدقيق، ومثار تباين كبير في تعريفها من الباحثين). فمفهوم القلق ، والاكتئاب، والصحة النفسية، وجودة الحياة، والرضا، واحترام الذات، وإدارة الذات، والتعلم، والتحصيل، والذكاء، والقدرة، والاستعداد، والمهارة، والذكاء الوجداني، والتفكير، والتفكير الناقد، وما وراء المعرفة أو تفكير التفكير، والتفكير الإبداعي، وحل المشكلات، واتخاذ القرار، وتماسك الجماعة، والمعيارية الاجتماعية، والاستلاب، وفقر المعايير، والاتجاه، والروح المعنوية، وغيرها، متغيرات كامنة، لأن كلا منها يحتاج إلى عدد من المؤشرات للاقتراب من تقدير دلالة كل مفهوم، ناهيك عن اختلاف الباحثين في تعريفها، مما يؤدي إلى تباينهم في انتقاء المؤشرات أو المتغيرات الملاحظة التي تعتمد في جمع البيانات عن المفهوم الكامن.

وعادة ما يتم توضيح النموذج البنائي برسوم تخطيطية Structural model diagram تستعمل أشكالا متعارف عليها، لتوضيح المتغيرات والمساراتpaths أو العلاقات بين هذه المتغيرات المختلفة. وحتى يتسنى للقارئ فهم هذه الرسوم التخطيطية سنتعرف فيما يلي على هذه الأشكال الاصطلاحية:

تدل الأشكال المستطيلة (▭) والأشكال المربعة (□) على المتغيرات المقاسة أو الملاحظة أو المؤشرات، وقد تكون المؤشرات أو المتغيرات المقاسة أو الملاحظة فقرات أو بنود أو عبارات مقياس، أو مقاييس فرعية ، أو اختبارات ومقاييس، أو غيرها؛ فإذا كانت المؤشرات المقاسة عبارة عن فقرات مقياس فإن كل عبارة تمثل مؤشرا أو متغيرا مقاسا، كما قد تكون المؤشرات أو المتغيرات المقاسة مقاييس وليست فقرات.

وتدل الأشكال البيضاوية(⬭) أو الدوائر(○) على المتغيرات الكامنة latent variables أو العوامل الكامنة latent factors. فالتحصيل متغير كامن لأنه لا يقاس مباشرة وإنما يقاس عن طريق أسئلة حول موضوع معين. فإذا قيس التحصيل باستعمال عشرين سؤالا، فإن الأسئلة تعتبر مؤشرات أو متغيرات مقاسة لكونها شكلت الوسيلة التي استعملت لجمع البيانات عن مفهوم التحصيل. أما مفهوم التحصيل فنتوصل إلى قياسه بطريقة غير مباشرة (عن طريق الأسئلة) بحيث إن

درجات الأسئلة ككل تدل على متغير التحصيل. فالتحصيل هو الهدف من القياس، ولكن لكونه مفهوما مجردا لا يمكن ملاحظته وإنما نلاحظ أنواع السلوك الدالة عليه التي تقاس عن طريق الأسئلة ولذلك سمي بمتغير كامن، أو عامل كامن.

وتدل الأسهم المستقيمة وحيدة الاتجاه (← أو → أو ↑ أو ↓) على أثر المتغير الذي ينطلق منه السهم على المتغير الذي ينتهي عنده السهم، وبالتالي إذا لم يستقبل المتغير الكامن (الذي يشار له بشكل بيضوي) أي سهم مستقيم ينتهي عنده (باستثناء الأسهم المحدّبة الثنائية الاتجاه) لكن ينطلق منه سهم أو سهمان أو عدة أسهم مستقيمة فيعتبر متغيرا كامنا مستقلا، أما إذا انتهى عنده سهم أو سهمان أو عدة أسهم مستقيمة فيعتبر متغيرا تابعا. والمتغير الكامن (داخل شكل بيضاوي) الذي تنتهي عنده أسهم مستقيمة أو سهمان أو سهم واحد، وتنطلق منه أسهم مستقيمة او سهمان أو سهم واحد فيدعى أيضا بالمتغير الكامن التابع، ويدعى أيضا بالمتغير التابع الكامن الوسيط.

أما السهم المزدوج الاتجاه المحدب أو المقعر أو المستقيم (⌒ أو ⟷ أو ⌣) فيدل على علاقة الارتباط أو التغاير بين متغيرين. ويختلف عن السهم المستقيم الوحيد الاتجاه في أن العلاقة التي يدل عليها السهم المستقيم الوحيد الاتجاه قد تكون علاقة سببية او علاقة تنبؤية بحيث أن مصدر السبب أو التنبؤ يكون أحد المتغيرات أو عدد من المتغيرات الموضحة والمذكورة في النموذج. أما السهم المحدّب المزدوج الاتجاه فهي علاقة ارتباطية أو تغايرية مفترضة بين المتغيرات الكامنة المستقلة (ويمكن أن تكون أيضا بين أخطاء المؤشرات أو البواقي) لكن لا توجد كمتغيرات مذكورة في النموذج تفسر وجود هذه العلاقات الارتباطية أو التغايرية وإنما يفترض الباحث أن هذه المتغيرات موجودة خارج النموذج ولا تشكل الموضوع الأساسي للنموذج ولذلك يتعامل الباحث مع هذه الارتباطات بين المتغيرات المستقلة بأنها معطاة بحيث لا يملك الباحث الإطار النظري لتحديد ها وتوضيحها عن طريق إدخال متغيرات جديدة في النموذج.

إن مكون القياس للنموذج البنائي يعنى بعلاقة المؤشرات المقاسة بمتغيراتها الكامنة في حين أن المكون البنائي للنموذج فيعنى بدراسة العلاقات بين المتغيرات الكامنة ذاتها. لنتأمل النموذج البنائي الموضح في الشكل (2←2)، فيسترعي انتباهنا

جزؤه الأيسر الذي يدل على علاقة المتغيرين الكامنين أو العاملين الكامنين (موجودين داخل شكلين بيضاويين): "الاكتفاء الذاتي في العمل" و "توظيف المهارات" بمؤشراتها أو متغيراتها المقاسة (الموجودة داخل أشكال مستطيلة) بحيث إن العامل الكامن الأول تشبع عليه مؤشران، والعامل الكامن الثاني تشبع عليه ثلاثة مؤشرات، وهذان المتغيران الكامنان متغيران مستقلان لأنهما مصدر تأثير على العوامل الكامنة الأخرى في النموذج (تنطلق منهما أسهم مستقيمة متجهة إلى أشكال بيضوية أخرى).

وإذا كان العاملان الكامنان: "الاكتفاء الذاتي في العمل" و "توظيف المهارات" يعتبران متغيرين مستقلين، فإن العوامل أو المتغيرات الكامنة الأربعة الباقية الأخرى: "التغيب بسبب المرض" و "تدهور الصحة" و "أعباء العمل" و "الرضا الوظيفي" تعتبر متغيرات تابعة؛ فهي تشبه المتغيرين السابقين: "الاكتفاء الذاتي في العمل" و "توظيف المهارات" في أن كلا منها قيس بعدد من المؤشرات ولذلك فهي متغيرات كامنة. فالمتغير الكامن "أعباء العمل" قيس باستعمال مؤشر "إيقاع العمل" ومؤشر "أعباء العمل" ومؤشر "الضغط النفسي" ولذلك توجد ثلاث أسهم تنطلق من المتغير الكامن أعباء العمل إلى المتغيرات أو المؤشرات المقاسة الثلاثة، ويدل على مساحة الدلالة المشتركة التي يمثلها المتغير الكامن بين هذه المؤشرات الثلاثة. كما تدل على الأسهم الثلاثة هذه على مدى تشبعات هذه المؤشرات الثلاثة على المتغير أو العامل الكامن "أعباء العمل".

والمؤشرات التالية التي هي أساسا فقرات في مقياس : "يشعر بارتياح في العمل"، "يستمتع العمل هنا"، "يرغب في عمله" فتقيس المتغير أو العامل الكامن "الرضا الوظيفي" الذي يمثل القاسم المشترك من الدلالة (التباين) الذي يؤلف بين الفقرات أو المؤشرات الثلاثة.

وعلى نفس الشاكلة نجد أن المتغير الكامن "تدهور الصحة" قيس باستعمال خمسة مؤشرات، في حين أن المتغير الكامن "التغيب بسبب المرض" فقيس باستعمال مؤشرين فقط: "عدد أيام التغيب" و "عدد تكرار التغيب".

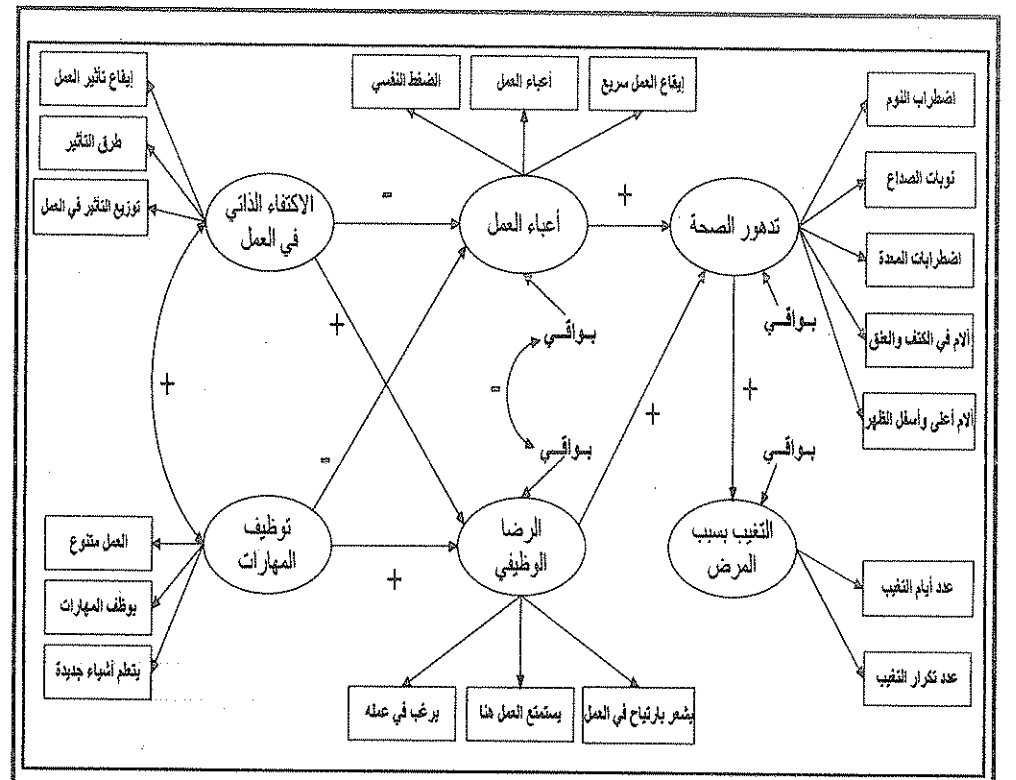
لكن هذه المتغيرات الكامنة الأربعة: "التغيب بسبب المرض" و "تدهور الصحة" و "أعباء العمل" و "الرضا الوظيفي" تختلف عن المتغيرين السابقين: "الاكتفاء الذاتي في

العمل" و "توظيف المهارات" في أنها تتلقى أسهم مستقيمة (تتلقى التأثير) وتصدر عن عدد منها أسهم مستقيمة أيضا (تؤثر في المتغيرات الأخرى) ولذلك لا تعتبر متغيرات كامنة مستقلة نظرا لتلقيها التأثير الذي تدل عليه الأسهم المستقيمة بل متغيرات كامنة تابعة. ويمكن التمييز بين المتغيرات الكامنة التابعة وبين المتغيرات الكامنة التابعة الوسيطية وهي التي يشار إليها بأشكال بيضاوية تنتهي إليها، وتصدر منها في ذات الوقت أسهم مستقيمة للدلالة على التأثر والتأثير؛ ومتغيرات كامنة تابعة غير وسيطية وهي التي تنتهي إليها أسهم ولا يصدر عنها أي سهم مستقيم، أي تتأثر ولا تؤثر. فالمتغيرات الكامنة الثلاثة: "أعباء العمل" و "الرضا الوظيفي" و "تدهور الصحة" متغيرات تابعة وسيطية. والمتغير الكامن: "التغيب بسبب المرض" متغير تابعة غير وسيطي.

كما تدل الأسهم الوحيدة الاتجاه التي تنطلق من الأشكال البيضاوية (المتغيران الكامنان المستقلان) إلى أشكال بيضاوية (متغيرات كامنة تابعة)، والتي تنطلق ايضا من متغيرات تابعة إلى متغيرات تابعة أخرى على مسارات تدل إما على علاقات سببية أو تنبؤية وتمثل المكون البنائي للنموذج structural component. أما الأسهم المائلة الصغيرة التي تنتهي عند المتغيرات الكامنة التابعة الأربعة فتدل على البواقي Disturbances التي هي عبارة عن بواقي التباين التي لم تستطع المتغيرات الكامنة المستقلة او التابعة المؤثرة في المتغير الكامن من تفسيره.

ومع ذلك تتفق جميع هذه المتغيرات الكامنة سواء أكانت متغيرات كامنة مستقلة أو متغيرات كامنة تابعة في أنها تشكل المكون القياسي measurement component للنموذج البنائي: فالمتغيرات الكامنة التالية كلها: "الاكتفاء الذاتي في العمل" و "توظيف المهارات" و "التغيب بسبب المرض" و "تدهور الصحة" و "أعباء العمل" و "الرضا الوظيفي" ومؤشراتها المقاسة والعلاقات التي تربط بين هذه المتغيرات الكامنة بمؤشراته تمثل مكون القياس للنموذج البنائي.

أما العلاقات التي تربط بين المتغيرات الكامنة ذاتها والتي تدل عليها أسهم مستقيمة تحدد المسارات أو العلاقات السببية أو التنبؤية بين المتغيرات الكامنة، أما إذا كانت بين كل متغير كامن ومؤشراته فتمثل المكون البنائي للنموذج structural component.



شكل (2-2): رسم تخطيطي لمسارات النموذج البنائي. تدل الأشكال البيضاوية على المتغيرات أو العوامل الكامنة، وتدل المستطيلات على المتغيرات المقاسة أو المؤشرات indicators. المتغيران الكامنان: الاكتفاء الذاتي، وتوظيف المهارات متغيران مستقلان، وكل منهما قيس باستعمال 3 مؤشرات ولذلك نلاحظ وجود 3 اسهم تنطلق من كلا المتغيرين الكامنين إلى مؤشراتهما الموجودة داخل مستطيلات. يدل السهم المحدب المزدوج الاتجاه على التغاير covariance أو الارتباط بين المتغيرين الكامنين المستقلين. أما بقية المتغيرات الأخرى المحاطة باشكال بيضاوية فتمثل متغيرات كامنة تابعة. وكل متغير من هذه المتغيرات الكامنة التابعة قيس بمؤشرين (المتغير الكامن: التغيب بسبب المرض)، و3 مؤشرات(المتغيران الكامنان: أعباء العمل، والرضا الوظيفي)، و5 مؤشرات (تدهور الصحة) وتمثل علاقة هذه المتغيرات الكامنة بمؤشراتها مكون القياس للنموذج البنائي measurement component.

ولمزيد من التوضيح أورد النموذج التالي (الشكل: 2←3) الذي استهدف التنظير للعلاقات بين أبعاد الشخصية المتمثلة في توجه الذات self-orientation بأبعاد سلوك المستهلك consumer behaviour الذي يتألف من عامل الانغماس التسوقي

involvement، وأساليب اتخاذ قرارات التسوق من طرف المستهلك Consumer shopping / Decision Making Styles. وهو نموذج مقتبس من بحث أشرف عليه المؤلف (السبيعي، 1431). وينطوي النموذج على مكونين: مكونات قياسية measurement components التي تدل على علاقة العوامل الكامنة للنموذج بمؤشراتها، ومكون بنائي structural component يدل على العلاقات بين العوامل أو المتغيرات الكامنة ذاتها.

ويظهر الشكل (2-3) أن أبعاد أو عوامل الشخصية المتمثلة في توجهات الذات Self-orientation والتي تتكون من العوامل الأربعة التالية(F1-F4):

1. العامل الأول (F1):التعبير عن الذات عبر الإثارة.
2. العامل الثاني (F2): التوجه نحو الآخرين.
3. العامل الثالث(F3) : التعبير عن الذات عبر الأداء والمعايشة.
4. العامل الرابع (F4) : الرغبة في الروتين والوضع القائم.

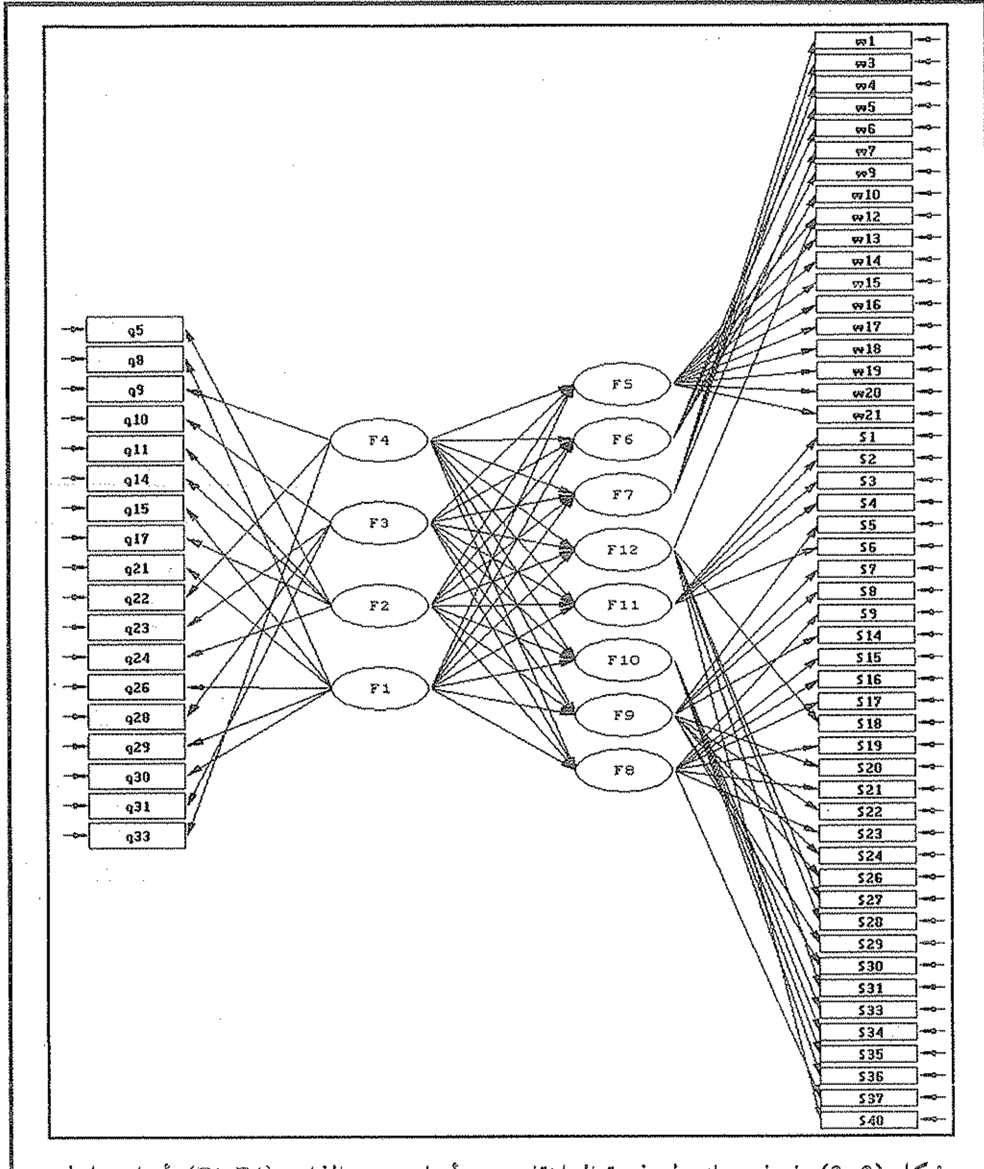
تساهم في التنبؤ بالعوامل الثلاثة لمتغير الانغماس التسوقي involvement التالية(F5-F7) :

1. العامل الأول (F5):الأهمية المعيارية Normative importance.
2. العامل الثاني (F6): الالتزام Commitment.
3. العامل الثالث(F7) : الألفة Familiarity.

وتساهم أيضا في التنبؤ بعوامل أساليب اتخاذ قرارات التسوق من طرف المستهلك Consumer shopping / Decision Making Styles التالية (F8-F12):

1. العامل الأول (F8):التمركز حول الموضة.
2. العامل الثاني (F9): التسرع وانخفاض الرغبة في التسوق.
3. العامل الثالث(F10) : التردد والحيرة عند التسوق.
4. العامل الرابع (F11) : التركيز على الجودة والنوعية.
5. العامل الخامس(F12) : التسوق التدبري الاستقصائي.

علما بأن متغير الانغماس التسوقي involvement (F5-F7)، ومتغير أساليب اتخاذ قرارات التسوق Consumer shopping / Decision Making Styles (F8-F12)متغيران يمثلان سلوك المستهلك (وتدل عليه العوامل التالية: F5-F12).



شكل (2-3): نموذج بنائي لنمذجة العلاقات بين أبعاد توجه الذات (F1-F4)وأبعاد سلوك المستهلك: الانغماس التسوقي (F5-F7)وأساليب اتخاذ القرار الاستهلاكي (F8-F12).

ثانيا: نماذج تحليل المسارات Path Analysis Models

تحليل المسار هو نموذج ينطوي على شبكة من العلاقات الخطية linear relationships في اتجاه واحد بحيث تدل على تأثير متغيرات مقاسة على متغيرات مقاسة أخرى في اتجاه واحد، بحيث أن كل علاقة تأثير يرمز لها بسهم وحيد الاتجاه يدعى بالمسار. ويختلف نموذج تحليل المسار عن النموذج البنائي structural model في الجوانب التالية:

1. النموذج البنائي يعنى أساسا بالعلاقات بين المتغيرات الكامنة، أما تحليل المسار فيعنى فقط بالعلاقات بين المتغيرات المقاسة أو المشاهدة أو الملاحظة observed variables. ففي الشكل(2←1) نلاحظ أن المتغيرات المدروسة: الذكاء، عدد الإخوة والأخوات، مستوى تعليم الوالد، مهنة الأب، درجات التحصيل، التوقعات الأكاديمية، الطموح المهني كلها متغيرات مقاسة، أي قيست مباشرة وليس عبر مؤشرات لها يشير إليها النموذج. أما إذا افترضنا أن متغير الذكاء ومتغير التوقعات الأكاديمية، ومتغير الطموح المهني قيس كل منها بعدد من المؤشرات (مقاييس فرعية، فقرات) بمعنى لم تستعمل الدرجات العامة على مقياس معين لهذه المتغيرات وإنما استعملت درجات كل مقياس فرعي أو كل فقرة كمؤشر على المتغير الكامن الذي يقيسه، لتحول النموذج السابق من نموذج تحليل المسار إلى نموذج بنائي يحتوي على متغيرات كامنة ثلاث بحيث تذكر مؤشراتها وتدرس في النموذج.

2. إن نموذج تحليل المسار يقوم على افتراض أن المتغيرات المقاسة أو الملاحظة observed variables المستقلة خالية من أي خطأ قياس. فهي متغيرات ثابتة بحيث تخلو من الأخطاء العشوائية، وصادقة بحيث تعكس ما تقيسه بكفاية. ومعنى ذلك لا يستعمل متغير في تحليل المسار إجمالا إلا إذا كان على مستوى مرتفع من الثبات والصدق. أما النموذج البنائي، فقبل دراسة العلاقات بين متغيراته الكامنة يعمل على تقدير مدى خطأ القياس لكل مؤشر في تقدير متغيره الكامن أو عامله. بمعنى يختبر دقة كل مؤشر في قياس متغيرها أو عاملها الكامن لتقدير نسبة أخطاء التباين التي تنطوي عليها المؤشرات (تقدير ثبات المؤشرات)، وأيضا اختبار تشبع

المؤشرات على عواملها الكامنة (تقدير الصدق). وبعد مرحلة القياس ينتقل النموذج البنائي إلى المرحلة الثانية وهي دراسة بنية العلاقات بين هذه المتغيرات الكامنة ذاتها، وهي خالية أو مصفاة من أخطاء قياس مؤشراتها.

3. يفترض تحليل المسار أن النموذج يخلو من أخطاء التعيين specification errors . ويقصد بذلك أن النموذج احتوى على المتغيرات المستقلة والتابعة (الوسيطية) الممكنة نظريا لتفسير كل تباين المتغيرات التابعة، وأن الباحث لم يغفل متغيرا من هذه المتغيرات. ويشترك تحليل المسار مع النموذج البنائي في هذا الافتراض.

ولتوضيح مبادئ ومصطلحات نماذج تحليل المسار لنركز على الشكل (2←4)، نلاحظ وجود المتغيرات داخل مستطيلات وليس أشكال بيضوية وذلك للدلالة على أنها متغيرات ملاحظة أو مقاسة observed variables وليست متغيرات كامنة Latent variables . والمتغيرات المقاسة نوعان: متغيرات مستقلة أو خارجية exogenous variable لأن المتغيرات التي تؤثر فيها غير معروفة أو لا تشكل الهدف من الدراسة، ولذلك لم تمثل هذه المتغيرات في النموذج، ومتغيرات تابعة أو متغيرات داخلية endogenous variable. ففي الشكل (2←4)، نجد أن نموذج تحليل المسار ينطوي على متغيرين مستقلين خارجيين: متغير المكانة الاجتماعية ومتغير الذكاء، ويحتوي على متغيرين تابعين داخليين: متغير الدافع للإنجاز ومتغير التحصيل. المتغيرات الخارجية أو المستقلة هي المتغيرات المفسرة (يفترض الباحث أنها تضطلع بتفسير تباين المتغير التابع الذي تؤثر فيه)، أو المتغيرات التنبؤية أو لمتغيرات السببية التي تمارس تأثيرا على المتغيرات الداخلية التابعة. ويشار إلى أثرها بواسطة أسهم مستقيمة تنطلق منها، أي من المتغيرات المستقلة أو الخارجية لتنتهي عند المتغيرات التابعة أو الخارجية. ويطلق أيضا على هذه الأسهم المستقيمة بالمسارات paths.

أما المتغيرات الداخلية أو التابعة فهي التي يستهدفها أثر المتغيرات المستقلة أو الخارجية. وهي الأشكال المستطيلة التي تتجه نحوها، أو تنتهي إليها الأسهم المستقيمة التي تنطلق من المتغيرات المستقلة الخارجية، وقد تنطلق أيضا من المتغيرات التابعة الداخلية. فمتغير الدافع للإنجاز ومتغير التحصيل يعتبران متغيرين تابعين داخليين.

لكن لنركز على متغير الدافع لإنجاز، نجد أن السهمين المنطلقين من متغير المكانة الاجتماعية ومتغير الذكاء ينتهيان عنده، أي أن هذين المتغيرين يؤثران في متغير الدافع للإنجاز، ولكن في ذات الوقت ينطلق سهم منه لينتهي إلى المتغير التابع الداخلي التحصيل. ومعنى ذلك أن متغير الدافع للإنجاز يعتبر متغيرا تابعا داخليا بالنسبة للمتغيرين المستقلين الخارجيين: "المكانة الاجتماعية" و"الذكاء"، كما يعتبر متغيرا مستقلا أو خارجيا بالنسبة للمتغير التابع "التحصيل". فهو يتأثر بالمتغيرين المستقلين: "المكانة الاجتماعية" و"الذكاء"، ويؤثر بدوره في المتغير التابع: "التحصيل". ولذلك يبقى متغيرا تابعا داخليا لكن يضطلع بدور وسيطي كمتغير وسيط mediator variable في العلاقة التي تربط المتغيرين المستقلين: المكانة الاجتماعية والذكاء بالمتغير التابع التحصيل.

إذن من حيث طبيعة العلاقات أو الأثر الذي تدل عليه المسارات (الأسهم المستقيمة)، توجد آثار أو علاقات مباشرة، وآثار أو علاقات غير مباشرة. ففي الشكل تظهر العلاقات أو الآثار المباشرة التالية:

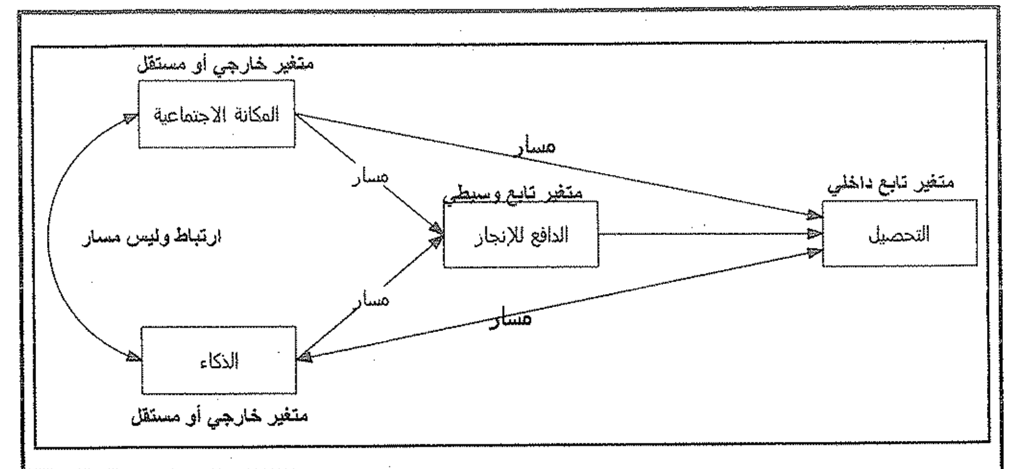
المكانة الاجتماعية ← الدافع للإنجاز ؛ المكانة الاجتماعية ← التحصيل؛ الذكاء ← الدافع للإنجاز؛ الذكاء ← التحصيل؛ الدافع للإنجاز ← التحصيل.

أما العلاقات أو الآثار غير المباشرة فهي كما يلي:

المكانة الاجتماعية ← الدافع للإنجاز ← التحصيل.

الذكاء ← الدافع للإنجاز ← التحصيل.

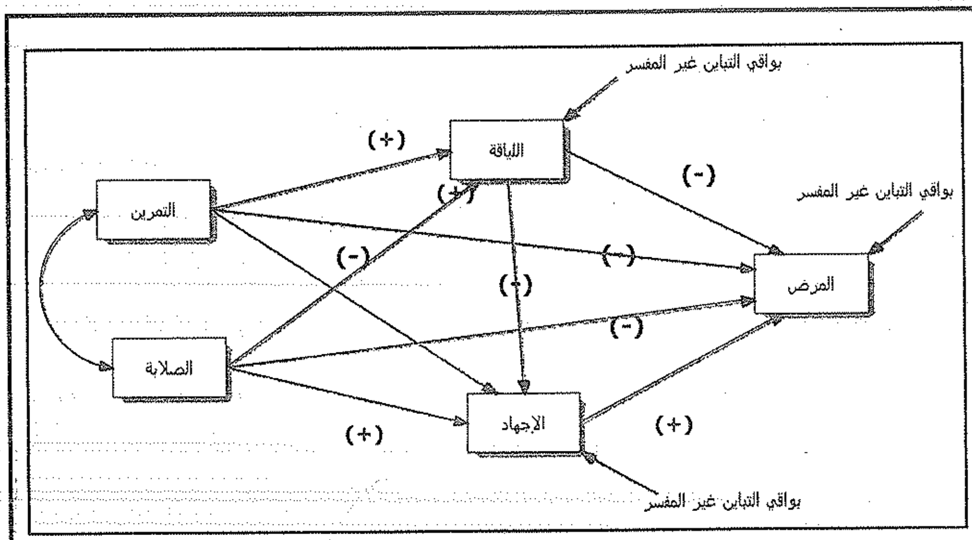
أما السهم المحدب ذو الاتجاهين الذي يربط بين المتغيرين المستقلين الخارجيين المكانة الاجتماعية والذكاء فيدل على مجرد الارتباط ، ولا يعتبر مسارا يدل على أثر أحد المتغيرين على الآخر، كما لا يدل على التأثير المتبادل بين هذين المتغيرين. والسبب في ذلك، أن الباحث يفترض أن المتغيرين مرتبطان وغير مستقلين غير أن الباحث ليس له تصور واضح عن أيهما يؤثر في الثاني، ولذلك افترض وجود مجرد العلاقة الارتباطية بينهما بدون أن يدل ذلك على وجود علاقة أثر وتأثر بينهما.



شكل (2-4): نموذج تحليل المسار Path Analysis Models للعوامل النفسية والعقلية والاجتماعية المحددة للتحصيل. تدل المربعات على المتغيرات المقاسة، وليس المتغيرات الكامنة، والأسهم المستقيمة تدل على مسارات التأثير، والسهم المحذب المزدوج الاتجاه يدل على مجرد العلاقة الارتباطية

ويقدم الشكل (2←5) مثالا آخر عن نماذج تحليل المسارات مستمد من واقع البحوث لتوضيح محددات المرض. وينطوي النموذج على متغيرين خارجيين أو مستقلين مرتبطين (السهم المحذب المزدوج الاتجاه) وهما متغيرا 'التمرين' و 'الصلابة'. كما يحتوي على ثلاثة متغيرات داخلية أو تابعة: متغير 'المرض'، متغير 'اللياقة'، ومتغير 'الإجهاد'. وبما أن النموذج يحتوي على متغيرات قيست مباشرة ولم تقس عبر مؤشرات فتعتبر متغيرات مقاسة (مثّلت بمستطيلات) وليست متغيرات كامنة (غياب الأشكال البيضوية)، وبما أن شكل النموذج يحتوي على مسارات رمز لها بأسهم مستقيمة وحيدة الاتجاه تنطلق من المتغيرات المستقلة الخارجية، أو المتغيرات التابعة الداخلية (المتغيرات التي تلعب دور الوسيط مثال ذلك متغير 'اللياقة' ومتغير 'الإجهاد') لتنتهي عند المتغيرات التابعة الداخلية (متغير 'المرض')، لذلك فإن النموذج يعتبر نموذج تحليل المسارت وليس نموذجا بنائيا. وتدل إشارات الموجب والسالب المرافقة للمسارات على اتجاه التأثير أو العلاقة.

يرى الباحث وفقا للنموذج الموضح في الشكل (2←5) أن نشوء المرض يمكن تفسيره عبر متغيرين مستقلين: 'التمرين' و 'الصلابة'، ومتغيرن تابعين وسيطين: 'اللياقة' و 'الإجهاد'. فالباحث افترض أن المتغيرين المستقلين المرتبطين: 'التمرين' و 'الصلابة' يؤثران تأثيرا مباشرا سالبا (تأثير عكسي) على متغير 'المرض'، بحيث إن ممارسة التمارين، واكتساب الصلابة يؤديان إلى انخفاض الإصابة بالأمراض. كما أن هذين المتغيرين المستقلين يؤثران في متغير 'المرض' بطريقة غير مباشرة عبر الدور الوسيطي للمتغير التابع 'اللياقة' والمتغير التابع 'الإجهاد' بحيث أن ازدياد مستوى متغير 'الصلابة' يؤدي إلى

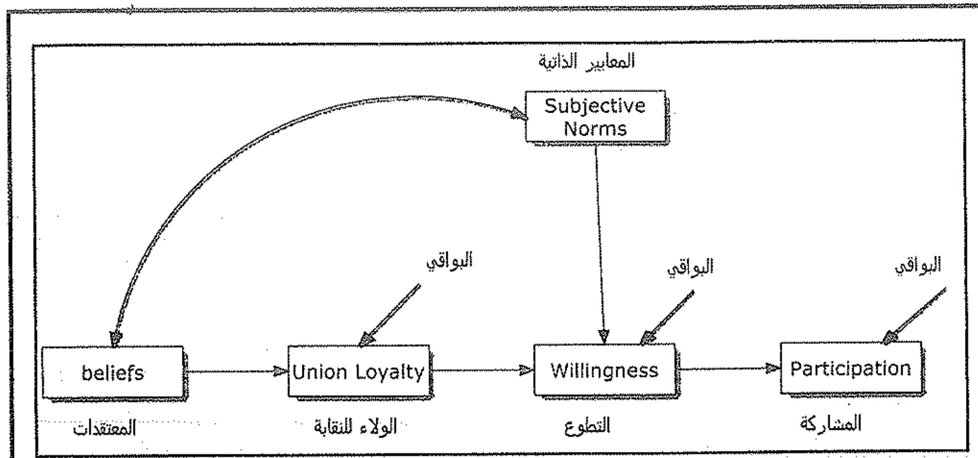


شكل (2-5): نموذج تحليل المسار لمحددات تفاقم المرض. تدل المستطيلات على المتغيرات المقاسة المشكلة للنموذج. يدل السهم المحدب المزدوج الاتجاه على التغاير covariance أو الارتباط بين المتغيرين المستقلين. أما بقية المتغيرات الأخرى المحاطة بإشكال مستطيلة أيضا فتمثل متغيرات مقاسة تابعة. كما تدل الأسهم الوحيدة الاتجاه التي تنطلق من المستطيلات (المتغيران المستقلان إلى المستطيلات الأخرى (متغيرات مقاسة تابعة)، والتي تنطلق ايضا من المتغيرين المقاسية التابعين: 'اللياقة' و 'الإجهاد' إلى المتغير التابع: 'المرض' على مسارات تدل إما على علاقات سببية أو تنبؤية وتمثل إشارات الموجب والسالب على اتجاه التأثير أو التنبؤ. أما الأسهم المائلة الصغيرة التي تنتهي عند المتغيرات المقاسة التابعة فتدل على البواقي Disturbances التي هي عبارة عن بواقي التباين التي لم تستطع المتغيرات المستقلة او التابعة المؤثرة في المتغيرات التابعة من تفسيره

ارتفاع مستوى متغير "الإجهاد"، وارتفاع مستوى متغير الإجهاد يؤدي إلى ارتفاع الإصابة بالأمراض. وأيضا أن ازدياد مستوى المتغير "التمرين" يؤدي إلى ارتفاع مستوى متغير "اللياقة"، وارتفاع مستوى "اللياقة" يؤدي بدوره إلى التقليل من الإصابة بالأمراض.

كما يوضح المثال التالي (الشكل: 2-6) بناء نموذج تحليل المسارات المستمد من واقع البحوث حول العلاقة بين الاتجاهات والاعتقادات والسلوك، بحيث يهدف النموذج إلى نمذجة سلوك المشاركة أو التطوع في جمعيات الخدمات الاجتماعية. لتفسير السلوك التطوعي أو المشاركة التطوعية، يستعمل في الغالب نظرية السلوك التدبري Reasoned action theory. وفحوى النظرية أن أفضل عامل تنبؤي للسلوك الواقعي أو الفعلي نية الفرد في أداء ذلك السلوك. ونية ممارسة سلوك معين يمكن التنبؤ به عن طريق اتجاهات الفرد نحو ذلك السلوك أو النشاط، وعن طريق معايير الفرد الذاتية subjective norms. غير أن اعتقادات الفرد نحو النشاط أو السلوك تتنبأ كذلك باتجاهات الفرد نحو السلوك أو النشاط.

لقد قام كيلووي وزميله بارلي (Kelloway&Barling,1993) بتطبيق هذه النظرية على نموذجهما النظري للتنبؤ بالانهماك involvement الفعلي لأعضاء النقابات العمالية في أنشطتها. واقترحا النموذج النظري الموضح في الشكل (2←6) وهو من نوع نماذج تحليل المسار لكون جميع متغيراته ملاحظة أو مقاسة ولا توجد متغيرات كامنة.



شكل (2-6): نموذج تحليل المسار لنمذجة العلاقة بين الرأي وسلوك الانخراط في الأنشطة النقابية. تدل المستطيلات على المتغيرات المقسة المشكلة للنموذج. يدل السهم المحدب المزدوج الاتجاه على التغاير covariance أو الارتباط بين المتغيرين المستقلين: "المعتقدات" و"المعايير الذاتية". أما بقية المتغيرات الأخرى المحاطة بأشكال مستطيلة أيضا فتمثل متغيرات مقاسة تابعة. كما تدل الأسهم الوحيدة الاتجاه التي تنطلق من المستطيلات (المتغيران المستقلان إلى المستطيلات الأخرى (متغيرات مقاسة تابعة)، والتي تنطلق أيضا من المتغيرين المقاسين التابعين :"الولاء للنقابة" و"التطوع" إلى المتغير التابع: "المشاركة" على مسارات تدل إما على علاقات سببية أو علاقات تنبؤية. أما الأسهم المائلة الصغيرة التي تنتهي عند المتغيرات المقاسة التابعة فتدل على البواقي Disturbances التي هي عبارة عن بواقي التباين التي لم تستطع المتغيرات المستقلة أو التابعة المؤثرة في المتغيرات التابعة من تفسيره

والنموذج ينطوي على متغيرين مستقلين أو خارجيين Independent/exogenous variables: متغير المعتقدات ومتغير المعايير الذاتية، كما ينطوي أيضا على ثلاث متغيرات تابعة أو داخلية Dependent/endogenous variables وهي متغير الولاء للنقابة، متغير التطوع ومتغير المشاركة. لنلاحظ أولا المسارات المباشرة، فالنموذج يفترض أن متغير المعتقدات يؤثر مباشرة في متغير الولاء للنقابة، ومتغير الولاء للنقابة يؤثر مباشرة في التطوع، والتطوع يؤثر مباشرة في المشاركة. والمعايير الذاتية تؤثر مباشرة في التطوع. هذا بالنسبة لعلاقات الآثار المباشرة، أما بالنسبة للتأثير غير المباشر فنجد أن متغير المعتقدات يؤثر في المشاركة عبر تأثير كل

من متغير الولاء، ومتغير التطوع. فلا توجد علاقة مباشرة بين المعتقدات والمشاركة، وإنما أثر المعتقدات على المشاركة تنقل قسما منه متغيرات وسيطية تتجلى في متغيري: "الولاء" و"التطوع". وأيضا لا يوجد تأثير مباشر لمتغير المعايير الذاتية على المشاركة، وإنما المتغير الأول يمارس تأثيره على المتغير الثاني عبر المتغير الوسيطي التطوع.

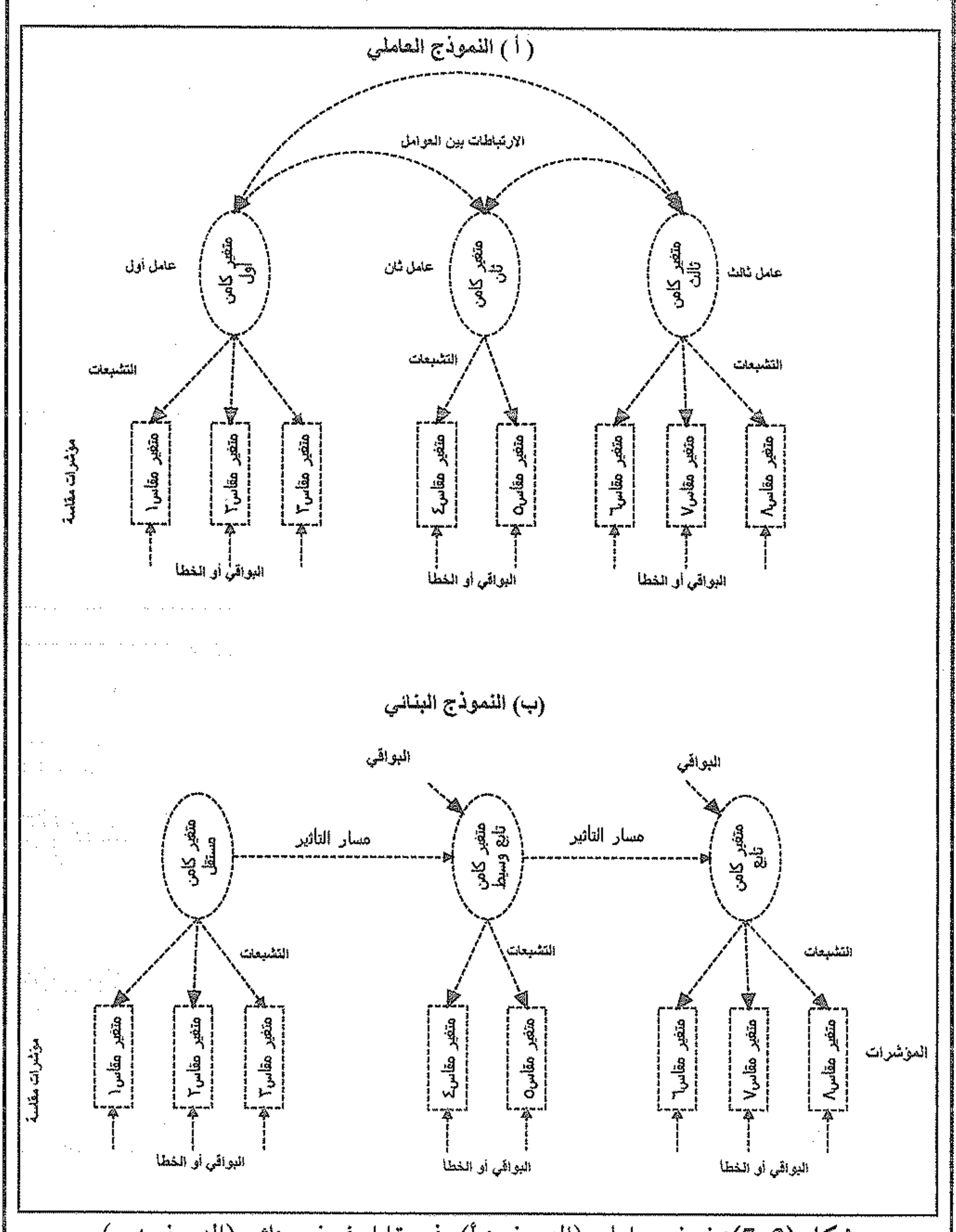
ثالثا: النماذج العاملية

تختلف النماذج العاملية (لا سيما التوكيدية منها لكونها تقوم على تنظير سابق) عن النماذج البنائية وتحليل المسارات، في أن النموذجين الأخيرين ينطويان على العلاقات السببية أو التنبؤية التي تمثل بأسهم مستقيمة وحيدة الاتجاه تمثل مسار التأثير أو التنبؤ بين المتغيرات أو العوامل الكامنة إذا كان النموذج بنائي، أو بين المتغيرات المقاسة إذا كان النموذج من نوع تحليل المسارات، في حين أن النماذج العاملية بمختلف أنواعها لا تدرس العلاقات بين متغيرين مختلفين أو متغيرات مختلفة، أي لا توجد مسارات أو أسهم مستقيمة وحيدة الاتجاه بين العوامل أو المتغيرات الكامنة، وإنما هي نماذج تحليلية، لأنها تعنى أساسا بتحليل مفهوم معين، أو متغير معين، إلى الأبعاد أو العوامل التي يفترض أنها تشكل قوام أو بنية المفهوم.

يظهر الشكل (2 -7) نفس العوامل الكامنة بمؤشراتها لكن العلاقات بين العوامل أو المتغيرات الكامنة صيغت بطريقتين مختلفتين. فالنموذج (أ) يمثل نموذجا عامليا محضا لأنه يظهر العوامل التي تشكل قوام المفهوم (وفي المثال 3 عوامل)، وأن كل عامل تتشبع عليه مجموعة من المؤشرات: فالثلاثة مؤشرات الأولى تتشبع على العامل الأول فقط، ويوجد مؤشران يتشبعات على العامل الثاني بدون أن تتشبع على العوامل الأخرى، وثلاث مؤشرات تتشبع على العامل الثالث. ثم أن النموذج (أ) يفترض أن العوامل الثلاث مرتبطة وغير مستقلة. والارتباطات تختلف عن المسارات لأنها لا تبين اتجاه التأثير، وأن المسار على خلاف الارتباط يفسر من طرف العوامل والمتغيرات الكامنة داخل النموذج، أما الارتباط فيفسر بمتغيرات خارج النموذج، ولا يوجد متغير أو عامل كامن داخل النموذج يضطلع بتفسيره، ولذلك يفترض الباحث ان الارتباط بين العوامل المشكلة للمفهوم كمعطى، أو شيء مفترض لا يمكن تفسيره من طرف متغيرات النموذج.

أما النموذج (ب) في الشكل (2 ←7) رغم أنه يشبه النموذج العاملي في المؤشرات التي تتشبع على العوامل الكامنة الثلاثة إلا أنه لا يحتوي على ارتباطات بين العوامل الكامنة الثلاثة، بل ينطوي ـ بدل ذلك ـ على مسارات ممثلة بأسهم مستقيمة تدل على العلاقات السببية بين العوامل الكامنة الثلاثة. فالعامل الأول أو المتغير الكامن الأول يؤثر في المتغير أو العامل الكامن الثاني (السهم المستقيم الذي ينطلق من المتغير الكامن الأول وينتهي عند المتغير الكامن الثاني)، والعامل أو المتغير الكامن الثاني يؤثر بدوره على المتغير أو العامل الكامن الثالث. وبالتالي يعتبر المتغير الكامن الأول متغيرا مستقلا، والعامل أو المتغير الكامن الثاني متغيرا تابعا، ويضطلع في ذات الوقت بدور المتغير الوسيط، والعامل أو المتغير الكامن الثالث متغيرا تابعا.

ومن الأهمية بمكان ملاحظة أن الأسهم المستقيمة التي تدل على مسارات التأثير تختلف عن الأسهم المحدبة الثنائية الاتجاه التي تدل على الارتباطات في أن المسارات على خلاف الارتباطات تفسر من طرف المتغيرات الموجودة في النموذج. وفي هذا السياق فالسهم المستقيم الوحيد الاتجاه الذي يصل بين العامل الأول والثاني والذي يمثل مسار التأثير يمكن تفسيره كما يلي: أن المتغير أو العامل الكامن الأول (المتغير المستقل) يفسر قسما من تباين (أو المعلومات) المتغير الكامن الثاني، أما القسم المتبقي الذي لم يقو المتغير الكامن الأول على تفسيره فأشير إليه بسهم مائل قصير ينتهي عند المتغير الكامن الثاني ويحمل اسم البواقي. والسهم الثاني المستقيم الذي يصل بين المتغير الكامن الثاني والمتغير الكامن الثالث يمثل مسار التأثير الذي يمارسه المتغير الثاني على المتغير الثالث، ويضطلع المتغير الثاني بتفسيره بحيث يدل هذا المسار على نسبة التباين (المعلومات) في المتغير الكامن الثالث التي تمكن المتغير الكامن الثاني من تفسيرها. أما نسبة التباين الباقية في المتغير الكامن الثالث التي لم يقو المتغير الكامن الثاني على تفسيرها فسميت بالبواقي، ومثلت بسهم مستقيم مائل قصير ينتهي عند المتغير الثالث.



شكل (2–7): نموذج عاملي (النموذج: أ)، في مقابل نموذج بنائي (النموذج:ب)

في التحليل العاملي يفترض الباحث أن للمفهوم بنية، ويفترض أن هذه البنية تتألف من مكون واحد، أو مكونين، أو عدة مكونات. فإذا كان المفهوم يتألف من مكون واحد يدعى بمفهوم متجانس، أو مفهوم وحيد البعد أو العامل كأن يفترض الباحث مثلا أن مفهوم الميل للعزلة ينطوي على بعد واحد، بمعنى أن المؤشرات أو المتغيرات التي تساهم في تركيب مفهوم العزلة تؤلف فيما بينها مساحة مشتركة من الدلالة تمثل مفهوم العزلة. وإذا تألّف المفهوم موضوع التحليل من مكونين أو أكثر فيدعى مفهوم متعدّد الأبعاد أو العوامل. ومن أمثلتها افتراض أن متغير أو مفهوم القلق ينطوي على عاملين: عامل القلق كحالة (قليلة الاستقرار ومستهدفة للتغير) وعامل القلق كسمة (نتيجة استقرارها النسبي عبر المواقف المختلفة)، أو الاعتقاد بأن التفكير ينطوي على بعدين أو عاملين: بعد التفكير التشعبي وبعد التفكير التقاربي.

ويمكن أيضا التدليل على النماذج العاملية المتعددة بأمثلة عديدة أخرى منها مثلا افتراض أن استراتيجيات الفهم comprehension strategies القرائي (فهم النص) تنطوي على خمسة أبعاد أو عوامل وهي: التنبؤ، والتلخيص، وإعادة الرواية retelling، وإعادة القراءة، والتساؤل. وافتراض أن مكونات الذكاء الانفعالي أو عوامله هي: الوعي بالذات ، تنظيم الذات ،الدافعية ، التعاطف ،المهارات الإجتماعية. وتصور أن مفهوم الاغتراب أو الاستلاب Alienation ينطوي على أربعة عوامل أو أبعاد وهي: العزلة الاجتماعية Social isolation ، اللامعيارية Normlessness ، العجز Powerlessness ، اللامعنى Meaninglessness. وافتراض أن المعتقدات الإبستمولوجية (نظرة الفرد إلى المعرفة العلمية وطرق تحصيلها) تنطوي على الأبعاد التالية:

1. بعد إيقاع التعلم أو سرعته.
2. تنظيم المعرفة.
3. يقينية المعرفة.
4. التحكم في عملية التعلم.
5. مصدر المعرفة.

وافتراض أن الإجهاد أو الانهاك النفسي المهني يتألف من ثلاثة عوامل وهي: الإنهاك الانفعالي، اللاشخصانية، تضعضع الإنجاز الشخصي. وافتراض أن مصادر الضغوط المهنية تنطوي على غموض الدور، وعبء الدور، وصراع الدور، وضغط الأجر، وندرة الحوافز، وضغط العلاقات، وضغط ظروف العمل، وضغط الإشراف.

وتوجد عدة أنواع من النماذج العاملية. ونوجزها في ثلاثة أنواع وهي:

1. النموذج العاملي الاستكشافي Exploratory factor models.
2. النموذج العاملي التوكيدي غير الهرمي من الدرجة الأولى Nonhierarchical / first-order confirmatory factor models.
3. النموذج العاملي التوكيدي الهرمي أو النموذج العاملي من الدرجة الثانية Hierarchical / Second-order confirmatory factor models.

1. النموذج العاملي الاستكشافي Exploratory factor models

ويسمى تجاوزا بالنموذج أسوة بالنماذج العاملية التوكيدية، ذلك أن النموذج العاملي لا تتضح معالمه أو مكوناته إلا بعد القيام بالتحليل العاملي. إن الباحث يفتقر إلى تصور واضح لبنية المفهوم قبل إجراء التحليل العاملي الاستكشافي، إذ لا يتم في الغالب تحديد عدد العوامل ، ولا تحدد ماهية هذه العوامل وأسماؤها، ولا يتم تعيين أي المؤشرات المقاسة أو المتغيرات أو الفقرات تتشبع على عامل معين دون العوامل الأخرى، فالباحث يفتقر إلى تصور واضح لنمط التشبعات. وقصارى القول أنه في التحليل العاملي الاستكشافي لا يتم تحديد الجوانب التالية للنموذج العاملي لافتقار الباحث إلى تصور واضح لها:

أ. طبيعة العوامل (أسماؤها) تكون غير معروفة قبل التحليل العاملي الاستكشافي.

ب. عدد العوامل لا تعرف إلا بعد التحليل.

ج. نمط التشبعات، أي مؤشرات أو متغيرات أو فقرات كل عامل التي تتشبع عليه دون غيره من العوامل الأخرى غير معلومة قبل التحليل.

د. افتراض ارتباط العوامل فيما بينها أو استقلالها غير معروف قبل التحليل.

(أ) النموذج العاملي الاستكشافي

(ب) النموذج العاملي التوكيدي

شكل (2-8): نموذج عاملي استكشافي (النوذج: أ)، في مقابل نموذج عاملي - توكيدي (النموذج:ب)

ولذلك يمكن القول إن الباحث قد يعتقد مبدئيا أن المفهوم موضوع الدراسة قد ينطوي على عدد من العوامل أو الأبعاد لكن يفتقر إلى تصور واضح لعدد هذه العوامل، ولطبيعتها. وبناء على ذلك يمكن رسم الشكل التخطيطي الذي يمثل النموذج العاملي الاستكشافي بعدد من العوامل بدون تسميتها بحيث أن كل عامل يرتبط بالمؤشرات المقاسة أو المتغيرات أو الفقرات كلها، ما دام الباحث يفتقر سلفا (قبل التحليل العاملي الاستكشافي) إلى تصور واضح إلى تمييز المؤشرات أو الفقرات إلى مجموعات، بحيث أن كل مجموعة منها ترتبط بعامل معين دون العوامل الأخرى.

فالنموذج (أ) في الشكل (2←8) يوضح نموذجا عامليا استكشافيا إذ نلاحظ أن المؤشرات المقاسة قد وصلت جميعها بكل عامل بدون فرزها إلى مجموعات من المؤشرات بحيث أن كل مجموعة تتشبع على عامل معين دون غيرها من العوامل.

2. النماذج العاملية التوكيدية

النماذج العاملية التوكيدية ـ على النقيض من النموذج العاملي الاستكشافي ـ يقوم على إطار نظري واضح يستطيع الباحث بموجبه أن يقترح نموذجا عامليا ينطوي على المعلومات التالية قبل الانتقال إلى اختبار نموذجه باستعمال التحليل العاملي التوكيدي:

أ. عدد العوامل.

ب. طبيعة العوامل ومسمياتها.

ج. لكل عامل مجموعة من المؤشرات المقاسة الخاصة به التي تقيسه، وتتشبع عليه دون العوامل الأخرى.

د. وجود علاقات ارتباطية أو تغايرية بين العوامل عند تصور عدم استقلالها، أو عدم وجودها عند تصور أن العوامل المفترضة مستقلة.

ه. تبيان أخطاء القياس (خطأ التباين لكل مؤشر مقاس) ما إذا كانت مستقلة، أو غير مستقلة بحيث تكون بعض الأخطاء مرتبطة.

ولما كان الباحث ينطلق من أطار نظري واضح لبنية النموذج، وبالتالي يستعمل التحليل العاملي للتثبت من صحة النموذج، والتأكد من مدى مطابقته للبيانات،

ولذلك سميت هذه الطريقة في التحليل بالتحليل العاملي التوكيدي، وسمي النموذج بناء على ذلك بالنموذج العاملي التوكيدي.

ويمكن تمييز نوعين من التحليل العاملي التوكيدي: التحليل العاملي التوكيدي العادي، ويدعى بالتحليل العاملي التوكيدي غير الهرمي أو التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى. والنوع الثاني هو التحليل العاملي الهرمي أو التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية. وسنتعرف فيما يلي على كل منهما.

أ. النموذج العاملي التوكيدي العادي من الدرجة الأولى

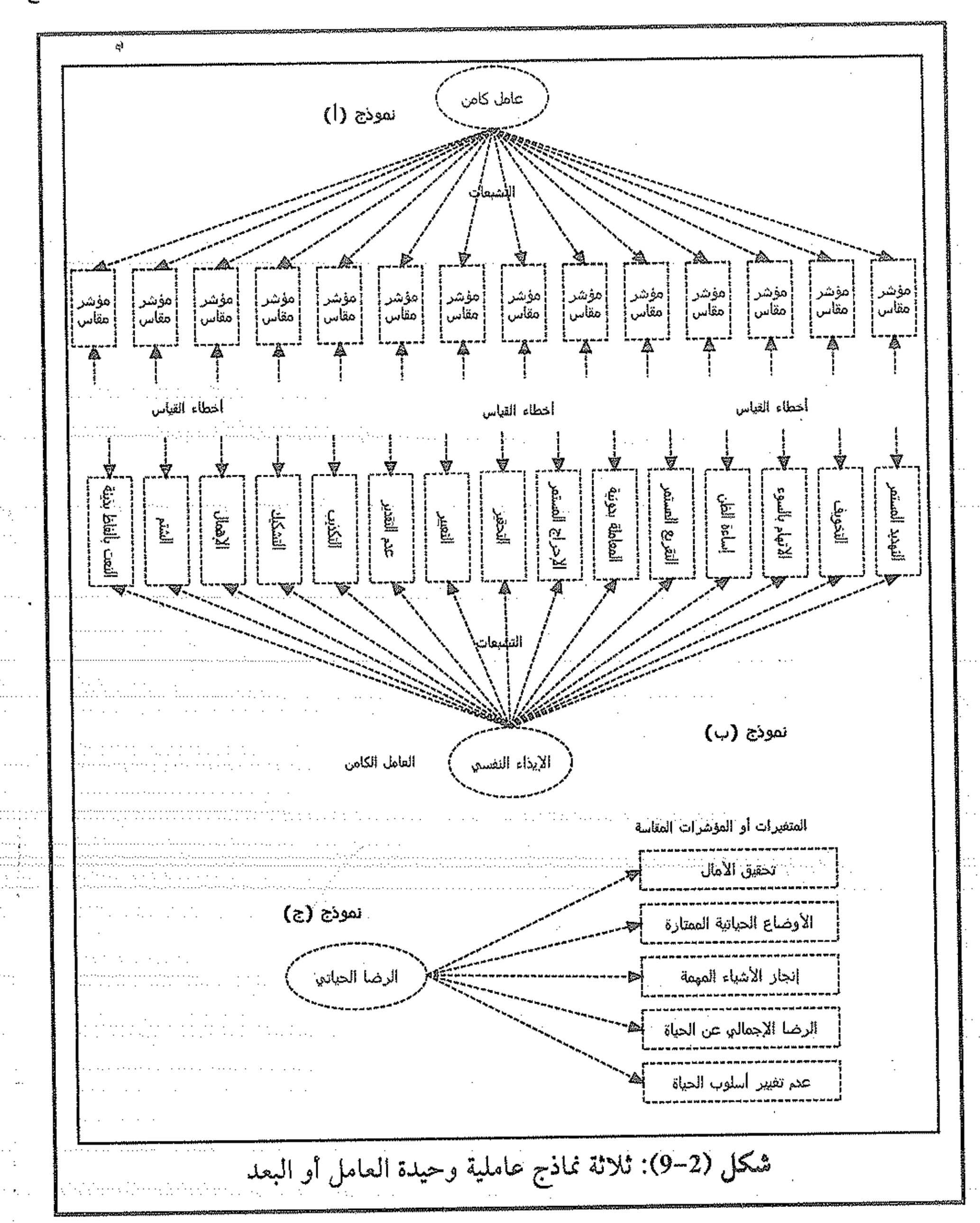
وسمي هذا النموذج العاملي بالعادي أو من الدرجة الأولى أو أحيانا بالنموذج غير الهرمي لأنه يفترض وجود عامل كامن واحد أو عاملين كامنين أو عدد من العوامل الكامنة التي ترتبط بمؤشراتها المقاسة الخاصة بها. ولكن لا يفترض الباحث وجود عامل أكبر أو عامل عام أو عامل أكثر اتساعا تنضوي العوامل السابقة تحته بحيث تصبح العوامل السفلى غير كافية بذاتها، بل تشتق قدرا كبيرا من دلالتها ومغزاها من هذا العامل العام.

والنموذج العاملي التوكيدي العادي قد ينطوي على عامل واحد ترتبط به جميع المؤشرات المقاسة والذي يسمى بالنموذج العاملي التوكيدي الوحيد البعد Unidimensional Confirmatory Factor Model، وقد يحتوى على بنية عاملية تتكون من عاملين أو عدة عوامل ويدعي حينئذ بالنموذج العاملي المتعدد الأبعاد Multidimensional Confirmatory Factor Model.

فبالنسبة للنموذج العاملي التوكيدي الأحادي البعد، يفترض الباحث أن مفهوما معينا ينطوي على عامل واحد بحيث تشترك الفقرات أو الأسئلة أو المقاييس (أي المتغيرات المقاسة أو المؤشرات) بقدر كاف في هذا المفهوم، أي أن القاسم المشترك بين المؤشرات أو المتغيرات المقاسة تدل على عامل واحد أو بعد واحد يلخص المفهوم الذي يراد تحليله. فمساحة العلاقة المشتركة بين المؤشرات أو المتغيرات المقاسة سواء أكانت فقرات أو مقاييس أو غير ذلك تمثل الدلالة النظرية للمفهوم. وبما أن المتغيرات المقاسة أو المؤشرات تلتقي عند مفهوم واحد لذلك يسمى بمفهوم أو مصطلح أو تكوين فرضي construct وحيد البعد أو متجانس.

ولمزيد من التوضيح ، أوردت في الشكل (2←9) ثلاثة نماذج عاملية وحيدة البعد أو العامل. النموذج العاملي (أ) يمثل الشكل التخطيطي العام للنموذج العاملي وحيد البعد. ويظهر المتغير الكامن أو العامل (الكامن) داخل الشكل البيضاوي الذي يشكل القاسم المشترك للمؤشرات أو المتغيرات المقاسة التي يرمز لها كما سبق أن أشرنا إلى ذلك بالمستطيلات. أما الأسهم الوحيدة الاتجاه التي تنطلق من المتغير أو العامل الكامن إلى المؤشرات أو المتغيرات المقاسة في المستطيلات فتدل على العلاقة المشتركة بين البعد أو العامل وبين المؤشر أو المتغير المقاس. **لكن القارئ الدقيق قد يتساءل لماذا كان اتجاه السهم منطلقا من المتغير الكامن (البعد أو العامل) إلى المؤشر أو المتغير المقاس، وليس العكس؟ بمعنى لماذا لا ينطلق السهم من المؤشر أو المتغير المقاس لينتهي عند المتغير أو العامل الكامن؟**

السبب المنطقي لذلك هو أن اللحمة التي تجمع شتات المتغيرات المقاسة أو شتات المؤشرات هو المتغير الكامن أو العامل، فإذا انتفى العامل تنتفي معه الأرضية التي تشترك فيها المؤشرات أو المتغيرات المقاسة، أو النسيج الضام للمتغيرات المقاسة، وبانتفاء المتغير أو العامل الكامن تصبح المتغيرات المقاسة أو المؤشرات عبارة عن شتات تفتقر للعامل الذي يربط فيما بينها. ولذلك يعتبر العامل أو المتغير الكامن (أي المفهوم موضوع التحليل) هو الذي يفسر المتغيرات المقاسة التي تنتسب إليه، ويحدد أهميتها، (أي يؤثر في المتغيرات المقاسة و المؤشرات)، ولذلك تنطلق الأسهم من المتغير الكامن إلى المتغيرات المقاسة. فإذا كانت المتغيرات المقاسة عبارة عن فقرات أو أسئلة لقياس مفهوم معين وليكن مفهوم التطبيق أو توظيف المعلومات، فأهمية كل فقرة أو سؤال تحدد بمدى ارتباط السؤال أو التحامه بالتطبيق، وبتعبير آخر تتحدد أهمية السؤال بمقدار ما ينطوي عليه السؤال من عمليات التطبيق وليس بمقدار ما ينطوي عليه من عمليات أخرى كالمعرفة أو عملية التذكر. فبمقدار ما يفتقر إليه السؤال من دلالة التطبيق أو توظيف المعلومات بمقدار ما يعتبر السؤال ضعيفا في قياس مفهوم التطبيق. ولذلك في النموذج العاملي يعتبر البعد أو العامل أو المتغير الكامن هو الذي يفسر المؤشرات أو المتغيرات المقاسة ويحددها ويؤثر فيها وليس العكس.



شكل (2-9): ثلاثة نماذج عاملية وحيدة العامل أو البعد

وعقب الشكل العام للنموذج العاملي وحيد البعد أوردت مثالين: أحدهما يدل عليه الشكل (ب) الذي يظهر أن الباحث يتصور أن مفهوم الإيذاء النفسي (الأفعال المقصودة المؤذية نفسيا للأفراد أو لعواطفهم) يتكون من عامل واحد فقط، والإيذاء

النفسي قيس بطريقة غير مباشرة عن طريق مؤشرات عديدة وهي: الشتم، والإهمال، والتشكيك ، والتكذيب، والمراقبة، وعدم التقدير، والتعيير، والتحقير، والنعت بألفاظ بذيئة، والإحراج، والمعاملة بدونية، واللوم والتقريع المستمران، وإساءة الظن، والاتهام بالسوء، والتخويف، والتهديد المستمر. ولذلك وضع متغير الإيذاء النفسي داخل شكل بيضاوي لكونه متغيرا كامنا أو عاملا أو بعدا وحيدا لمفهوم الإساءة أو الإيذاء النفسي، ووضعت المؤشرات أو المتغيرات المقاسة السابقة: الشتم، والضرب والاستفزاز وغيرها داخل مستطيلات لأنها مؤشرات.

أما المثال الآخر فيدل عليه النموذج (ج) الذي يبين أيضا نموذجا عامليا يحتوي على عامل أو بعد كامن واحد هو الرضا عن الحياة life satisfaction الذي قيس باستعمال خمسة مؤشرات أو متغيرات مقاسة (خمس فقرات) انطلاقا من مؤشر:"تحقيق الآمال" وانتهاء بمؤشر "عدم تغيير أسلوب الحياة".

نستنتج مما سبق ما يلي:

- أن النموذج العاملي أحادي البعد يقوم على افتراض أن المفهوم ينطوي على بعد أو عامل وحيد.
- أن هذا العامل الوحيد تدل عليه عدة مؤشرات بدلا من مؤشر واحد. وينصح ألا تقل عدد المؤشرات عن ثلاثة مؤشرات، وبالتالي يقاس العامل بطريقة غير مباشرة عبر هذه المؤشرات. فهي التي توظف كمصدر للمعلومات عن العامل أو البعد الذي يلخص المفهوم. وبالتالي فلكل عامل أو متغير كامن عدد من المؤشرات التي تستعمل لقياس العامل.
- العامل أو المتغير الكامن هو الذي يؤثر في المؤشرات أو المتغيرات المقاسة. بمعنى هو الذي يضفي معنى ودلالة على وظيفة أو غرض المؤشر أو المتغير المقاس، سواء أكانت هذه المؤشرات المقاسة فقرات أو اختبارات أو مقاييس أو غير ذلك. ولذلك يستعمل في الغالب تعبير أن العامل أو البعد أو المتغير الكامن (الذي يمثل في الرسم بشكل بيضاوي) يفسر متغيراته المقاسة أو الملاحظة، أو مؤشراته. وبتعبير آخر أن العامل أو المتغير الكامن يؤثر في المتغيرات المقاسة أو المؤشرات التي تنتمي إليه.

وخلافا للنموذج الأحادي العامل أو البعد، يقوم النموذج العاملي التوكيدي المتعدد العوامل على افتراض وجود أكثر من عامل واحد (عاملين أو أكثر) لتمثيل أو استيعاب بنية المفهوم موضوع الدراسة أو التحليل، وأن لكل عامل مؤشراته أو متغيراته المقاسة. وبما أن الباحث انطلق من نموذج عاملي مفترضا بنية واضحة للنموذج العاملي (عدد العوامل، ومسمياتها، ومؤشرات كل عامل)، فإستراتيجية اختبار النموذج التي سيستعملها تدعى بالاختبار التوكيدي للنموذج، وذلك باستعمال التحليل العاملي التوكيدي، ما دام قد انطلق من نموذج نظري واضح، وبالتالي يقتضي النموذج النظري التثبت من صحته، أو التأكد من مدى مطابقة النموذج للبيانات.

إن النموذج العاملي التوكيدي المتعدد العوامل يقوم على الافتراضات التالية: أولا افتراض وجود عدد من العوامل الكامنة، وثانيا افتراض أن هذه العوامل الكامنة ترتبط فيما بينها (توجد أسهم مزدوجة الاتجاه تصل فيما بينها)، ومعنى ذلك أن هناك مساحة مشتركة من الدلالة بين هذه العوامل الثلاثة، بحيث هذا القاسم من الدلالة بين هذه العوامل يدل على وجود مفهوم معين يعكس هذه الدلالة المشتركة بين العوامل. وثالثا تحديد هوية كل عامل باقتراح تسمية له. ورابعا تحديد مؤشرات كل عامل (أي تحديد المتغيرات الملاحظة أو المقاسة التي تنتسب إلى المتغير الكامن) إذ يتم قياس العامل واستنتاج وجوده عن طريق هذه المؤشرات. وخامسا توجد بواقي من التباين (المعلومات) التي لم يستطيع العامل الكامن الذي ينتسب إليه المؤشر تفسيره، وتسمى بالبواقي أو خطأ القياس أو خطأ التباين.

والشكل (2 -10) يظهر نموذجا عامليا توكيديا متعدد العوامل للقدرات العقلية. افترض الباحث أن القدرات العقلية وفقا لهذا النموذج تنتظم في ثلاثة عوامل كامنة: عامل الإدراك البصري، وعامل القدرة اللفظية ، وعامل السرعة . وأن هذه العوامل مرتبطة فيما بينها ليست مستقلة. وتتشبع على كل عامل ثلاثة مؤشرات أو متغيرات مقاسة، بحيث أن العامل يمثل القاسم المشترك من التباين الذي يضم هذه المؤشرات الثلاثة، غير أن العامل لا يفسر كل التباين الموجود في المؤشر المقاس الذي ينتمي إليه، فتفضل بقية من التباين لا يقوى العامل على تفسيرها وإنما تعزى لعوامل

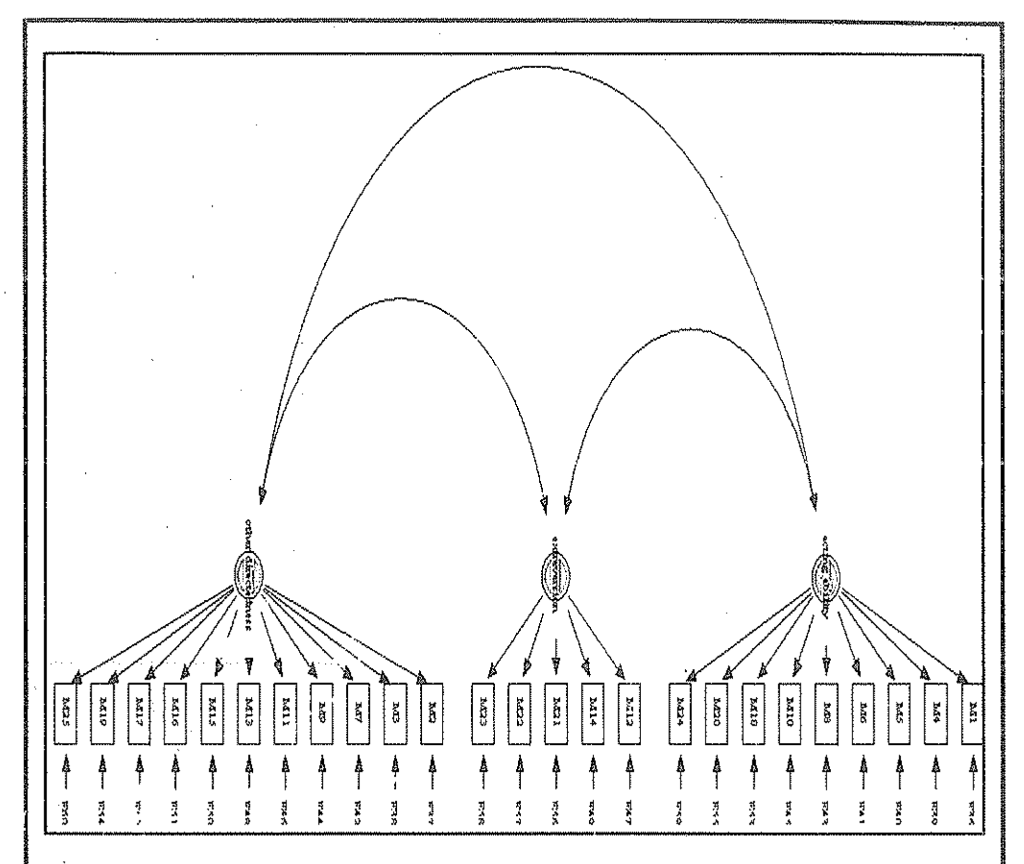
أو مصادر خارجية (لم يبينها النموذج أو يأخذها بعين الاعتبار) متعددة وتسمى بأخطاء القياس، وبتباين الخطأ، أو بالبواقي.

الارتباطات
الإدراك البصري VISUAL
القدرة اللفظية VERBAL
السرعة SPEED
VIS PERC
CUBES
LOZE NGES
المؤشرات المقاسة (المقاييس)
PAR_ COMP
SEN COMP
WORD MEAN
المؤشرات المقاسة (المقاييس)
ADDIT ION
COUN TDOT
S-C CAPS
الخطأ أو البواقي
الخطأ أو البواقي

شكل (2-10): النموذج العاملي التوكيدي المفترض للبنية العاملية المؤلفة من ثلاثة عوامل كامنة بحيث أن كل عامل من العوامل الثلاثة قيس بثلاث اختبارات أو مقاييس قدرات والتي تمثل المؤشرات أو المتغيرات المقاسة). تدل الأسهم المحدبة المزدوجة الاتجاه على التغاير covariance (أو الارتباطات correlations)بين العامل البصري، والعامل اللفظي وعامل السرعة. وتدل الأسهم الوحيدة التي تتجه من الأشكال البيضاوية إلى المستطيلات (المؤشرات المقاسة) على التشبعات. وتدل الأسهم الصغيرة الموجودة أسفل المؤشرات المقاسة (المستطيلات) على تباين أخطاء القياس error variance، أو بواقي تباين المؤشرات المقاسة التي لم يقو العامل الذي ينتسب إليه المؤشر المقاس من تفسيرها، ولذلك سميت أيضا بالبواقي residuals

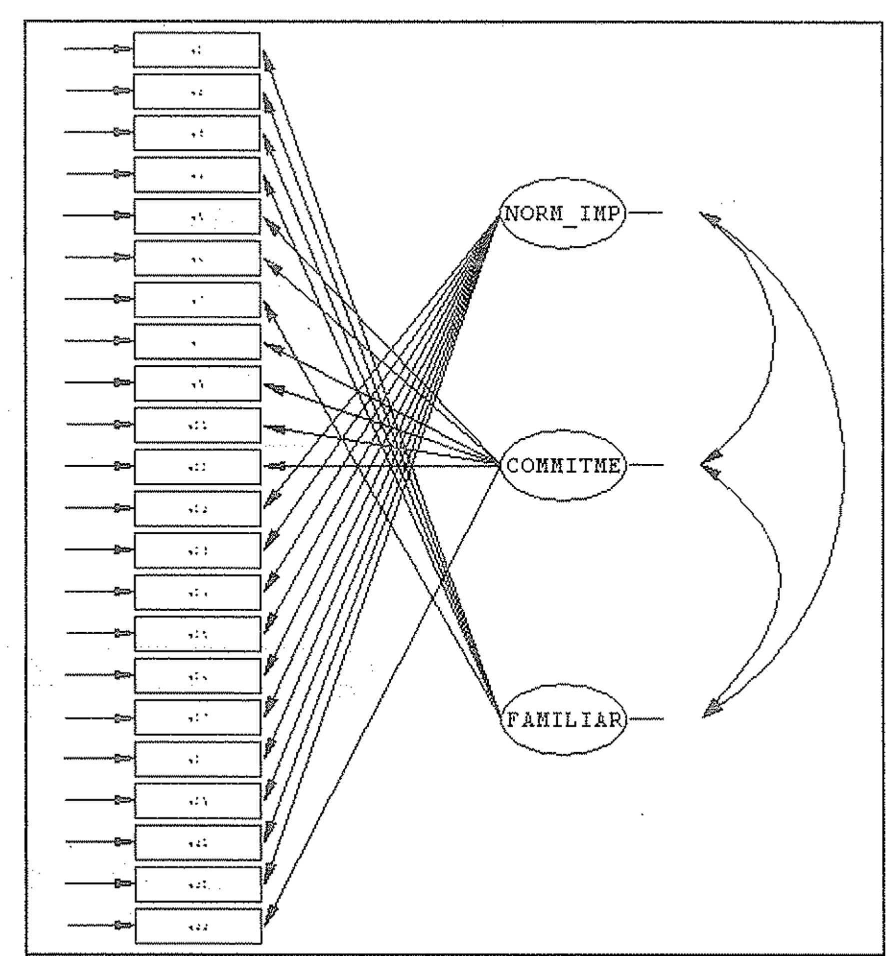
ولمزيد من التوضيح نسوق ثلاثة أمثلة أخرى رسمت نماذجها بطرق مختلفة مع الإبقاء على وحدة دلالة الأشكال: الشكل البيضاوي أو الدائري يدل على المتغير الكامن، الشكل المربع أو المستطيل يدل على المؤشرات أو المتغيرات المقاسة أو الملاحظة، الأسهم المستقيمة الوحيدة الاتجاه تدل على تأثير المتغير الذي ينطلق منه السهم على المتغير الذي ينتهي إليه السهم. والسهم المحدب المزدوج الاتجاه يدل على مجرد العلاقة الارتباطية أو التغايرية.

يظهر الشكل (2-11) نموذجا عامليا توكيديا لبنية مفهوم الإدارة الذاتية self-management التي تتكون من ثلاثة عوامل كامنة: العامل الأول يتمثل في بعد التأثير والتوجيه الصادر من الآخرين (F1: Other directedness)، والعامل الثاني يتجلى في بعد الانبساطية (F2: Extraversion)، والعامل الثالث يتمثل في بعد القدرة على الفعل والتأثير (F1: Acting ability). وأن العوامل الكامنة الثلاثة مرتبطة. وأن عامل التأثير والتوجيه الصادر من الآخرين تتشبع عليه وحده 11 مؤشرا مقاسا أو فقرة، وتتشبع على العامل الثاني: الانبساطية 5 مؤشرات مقاسة أو فقرات، وتتشبع على العامل الثالث: القدرة على الفعل والتأثير 9 مؤشرات مقاسة أو فقرات.



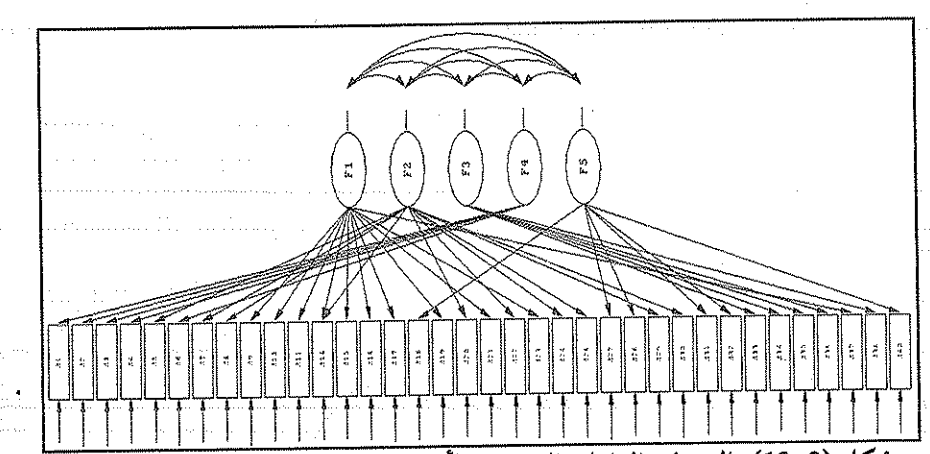
شكل (2-11): النموذج العاملي التوكيدي لبنية مفهوم"إدارة الذاتية" self-management التي تتكون من ثلاثة عوامل كامنة: العامل الأول يتمثل في بعد التأثير والتوجيه الصادر من الآخرين (F1: Other directedness)، والعامل الثاني يتجلى في بعد الانبساطية (F2: Extraversion)، والعامل الثالث يتمثل في بعد القدرة على الفعل والتأثير (F1: Acting ability). وأن العوامل الكامنة الثلاثة مرتبطة كما تدل على ذلك الأسهم المحدبة. تدل المستطيلات على المؤشرات المقاسة (الفقرات) التي تتشبع على العوامل الكامنة. وتدل الأسهم المستقيمة الوحيدة الاتجاه التي تتجه من الأشكال البيضاوية العوامل الكامنة) إلى المستطيلات (المؤشرات المقاسة) على التشبعات. وتدل الأسهم الصغيرة الموجودة أسفل المؤشرات المقاسة (المستطيلات) على تباين أخطاء القياس error variance، أو بواقي تباين المؤشرات المقاسة التي لم يقو العامل الذي ينتسب إليه المؤشر المقاس من تفسيرها، ولذلك تسمى أيضا بالبواقي residuals

ويوضح الشكل (2 -12) نموذجا عامليا آخر لتوضيح العوامل التي يتألف منها مفهوم "الانغماس أو الانهماك في التسوق" Shopping involvement، وتتلخص بنية مفهوم "الانغماس" في ثلاثة عوامل وهي: العامل الأول (F5):الأهمية المعيارية Normative importance؛ العامل الثاني (F6): الالتزام Commitment؛ العامل الثالث(F7) : الألفة Familiarity؛ وكل عامل يمثل مساحة من الدلالة المشتركة بين الفقرات أو المؤشرات المقاسة التي تتشبع عليه. فكل عامل من هذه العوامل يفترض أن يفسر قدرا مناسبا أو كافية من التباين في الفقرة أو المؤشر المقاس، أما التباين المتبقي الذي لم يقو العامل على تفسيره فيعزى إلى مصادر عديدة خارج النموذج ويطلق عليها المسمى العام: أخطاء القياس أو البواقي.



شكل (2←12): النموذج العاملي التوكيدي لبنية مفهوم "الانغماس في عملية التسوق والشراء" involvement التي تتكون من ثلاثة عوامل كامنة: العامل الاول: الأهمية المعيارية (Norm-Imp: Normative Importance)، والعامل الثاني: الالتزام (Commitme: Commitment)، والعامل الثالث: الألفة (Familiar: Familiarity). وأن العوامل الكامنة الثلاثة مرتبطة كما تدل على ذلك الأسهم المحدبة. تدل المستطيلات على المؤشرات المقاسة (الفقرات) التي تتشبع على العوامل الكامنة فكل فقرة أو مؤشر مقاس يتشبع على عامله ولا يتشبع على العوامل الأخرى. وتدل الأسهم المستقيمة الوحيدة الاتجاه التي تتجه من الأشكال البيضاوية (العوامل الكامنة) إلى المستطيلات (المؤشرات المقاسة) على التشبعات. وتدل الأسهم الصغيرة الموجودة أسفل المؤشرات المقاسة (المستطيلات) على تباين أخطاء القياس error variance، أو بواقي تباين المؤشرات المقاسة التي لم يقو العامل الذي ينتسب إليه المؤشر المقاس من تفسيرها، ولذلك تسمى أيضا بالبواقي residuals

أما النموذج العاملي التوكيدي الموضح في الشكل (2 ←13) فيعنى بعوامل اتخاذ القرارات التسوقية أو أساليب التسوق Consumer shopping / Decision Making Styles. إن سلوك اتخاذ القرارات التسوقية من طرف المستهلك تتألف من خمسة عوامل(F1-F5) مترابطة وهي: العامل الأول (F1):التمركز حول الموضة، العامل الثاني (F2): التسرع وانخفاض الرغبة في التسوق، العامل الثالث(F3) : التردد والحيرة عند التسوق، العامل الرابع (F4) : التركيز على الجودة والنوعية، العامل الخامس(F5) : التسوق التدبري الاستقصائي. كما توزعت المؤشرات المقاسة إلى مجموعات من الفقرات بحيث أن كل مجموعة تتشبع على عاملها دون أن تتشبع على العوامل الأخرى.



شكل (2-13): النموذج العاملي التوكيدي لأساليب اتخاذ قرارات التسوق من طرف المستهلك Consumer shopping / Decision Making Styles. وينطوي مفهوم اتخاذ القرارات التسوقية، أو اتخاذ القرارات الاستهلاكية على بنية عاملية تتألف من خمسة عوامل (F1-F5) وهي: العامل الأول (F1):التمركز حول الموضة؛ العامل الثاني (F2): التسرع وانخفاض الرغبة في التسوق؛ العامل الثالث(F3) : التردد والحيرة عند التسوق؛ العامل الرابع (F4) : التركيز على الجودة والنوعية؛ العامل الخامس(F5): التسوق التدبري الاستقصائي. إن العوامل الكامنة الخمسة (F1-F5) مرتبطة كما تدل على ذلك الأسهم المحدبة. تدل المستطيلات على المؤشرات المقاسة (الفقرات) التي تتشبع على العوامل الكامنة بحيث أن كل فقرة تتشبع على عاملها فقط. وتدل الأسهم المستقيمة الوحيدة الاتجاه التي تتجه من الأشكال البيضاوية (العوامل الكامنة) إلى المستطيلات (المؤشرات المقاسة) على التشبعات. وتدل الأسهم الصغيرة الموجودة أسفل المؤشرات المقاسة (المستطيلات) على تباين أخطاء القياس error variance، أو بواقي تباين المؤشرات المقاسة التي لم يقو العامل الذي ينتسب إليه المؤشر المقاس من تفسيرها، ولذلك تسمى أيضا بالبواقي residuals

ب. **النموذج العاملي من الدرجة الثانية Second-order Factor Model أو الهرمي Hierarchical Model.**

يظهر الشكل (2-14) نوعين من النماذج: النموذج العاملي المتعدد، حيث يظهر النموذج (أ) نموذجا عامليا ثنائي العوامل، وهو نوع من أنواع النماذج العاملية المتعددة العوامل؛ والنموذج العاملي الهرمي أو النموذج العاملي من الدرجة الثانية (النموذج:ب). **ما هي إذن الملامح التي تميز النموذج الهرمي عن النموذج العاملي المتعدد المعتاد (النموذج غير الهرمي)؟**

لنقارن بين النموذجين في الشكل (2←14) اللذين ينطويان على تصور أو تنظير للبنية العاملية للمفهوم المتداول بكثرة في مناهج وطرق تدريس العلوم: مفهوم عمليات العلم.

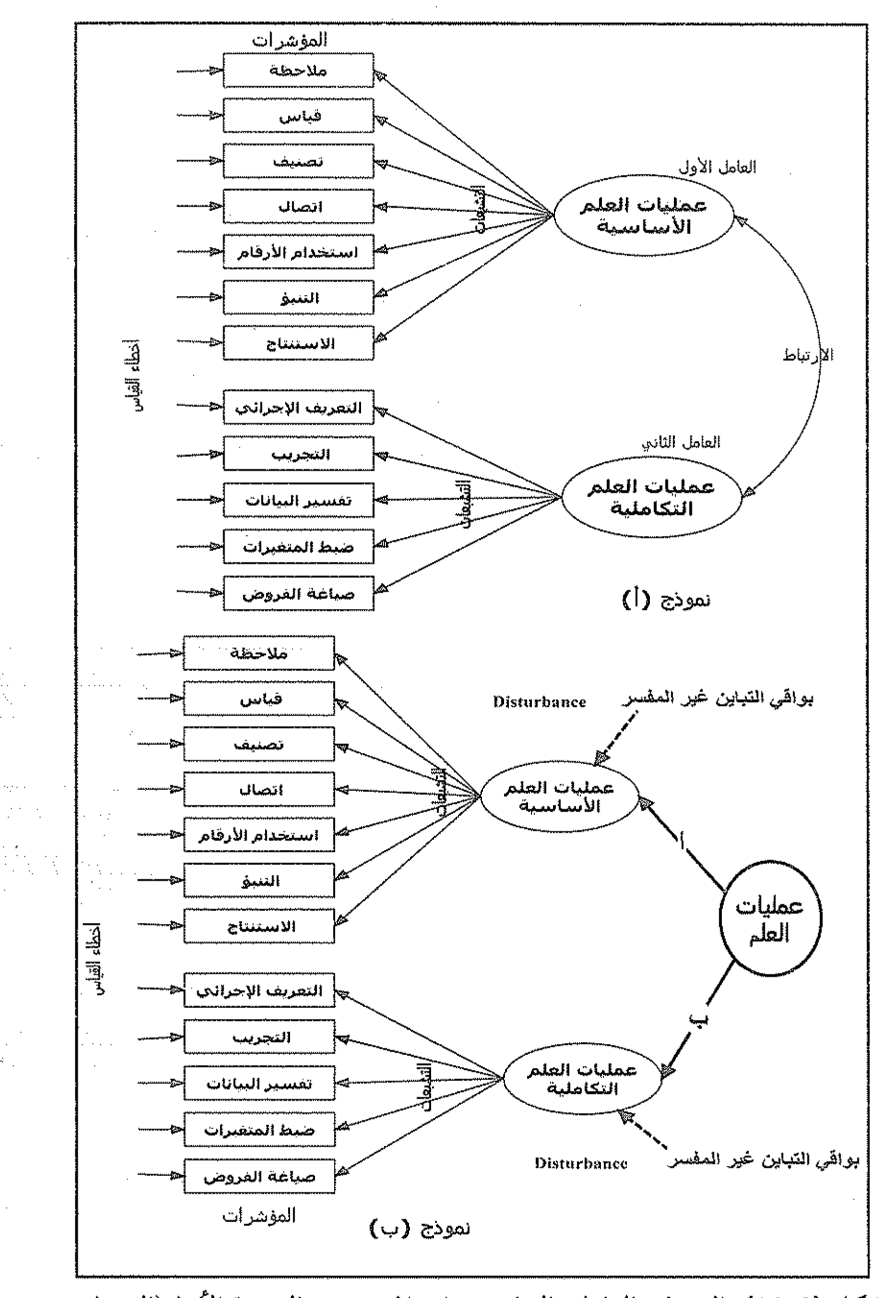
لعل الاختلاف الأول الواضح هو وجود ارتباط أو علاقة (تغاير) بين العاملين الكامنين: عمليات العلم الأساسية وعمليات العلم التكاملية في النموذج العاملي غير الهرمي(نموذج:أ)، في حين اختفت هذه العلاقة الارتباطية في النموذج (ب). ولكن لماذا هذا الاختفاء؟ أو لماذا استغنى النموذج الهرمي (النموذج:ب) عن هذه العلاقة الارتباطية أو التغايرية بين العاملين الكامنين: عامل عمليات العلم الأساسية وعامل عمليات العلم التكاملية؟

السبب في ذلك أن النموذج الهرمي يستبدل العلاقات الارتباطية بين العوامل بمسارات تدل على تأثير العامل الهرمي العام (الذي يتبوأ قمة الهرم) في العوامل الكامنة غير الهرمية السابقة. وبالرجوع إلى النموذج (ب) في الشكل (2←14)، نجد أن العامل (العامل الهرمي من الدرجة الثانية) المتمثل في "عمليات العلم" يؤثر في العامل من الدرجة الأولى الأول: عمليات العلم الأساسية، ويؤثر كذلك في العامل من الدرجة الأولى الثاني: عمليات العلم التكاملية. ولذلك نجد في الشكل (2←14) أنه تم استبدال السهم المحدب المزدوج الاتجاه الدال على التغاير أو الارتباط بين العاملين بسهمين مستقيمين أحدهما يتجه من العامل العام: عمليات العلم، إلى العامل من الدرجة الأولى: عمليات العلم الأساسية، والآخر ينطلق أيضا من العامل العام متجها

إلى العامل من الدرجة الأولى الثاني: عمليات العلم التكاملية. وكل سهم يدّل على مسار تأثير العامل العام على كل من العاملين من الدرجة الأولى. ومسار التأثير يدل على مقدار التأثير الذي يمارسه العامل العام على العاملين الفرعيين (العاملان من الدرجة الأولى)، أو مقدار العلاقة التي يفسرها أو يحددها العامل العام في كل من العامل الفرعي الأول: عمليات العلم الأساسية، وفي العامل الفرعي الثاني: عمليات العلم التكاملية.

مغزى هذا التغيير، واستعاضة العلاقة الارتباطية بمسارات تدل على علاقات محددة، أن الباحث في النموذج (أ) افتقر إلى تصور واضح للعلاقة التي تربط بين العاملين: عمليات العلم الأساسية، و عمليات العلم التكاملية؛ بمعنى لا يتوفر على سند نظري لافتراض أن أحد العاملين يؤثر في الآخر [أي "عمليات العلم الأساسية" ← "عمليات العلم التكاملية"؛ أو "عمليات العلم التكاملية" ← "عمليات العلم الأساسية"]، أو أن العلاقة بين العاملين تعزى إلى عامل أعم يفسر القاسم المشترك بينهما، أو يمثل المساحة المشتركة من العلاقة الكائنة بينهما، بحيث أنه عند افتراض تثبيت هذا العامل العام أو حذف تأثيره، تختفي معه العلاقة الارتباطية بين العاملين الفرعيين. ونتيجة لعدم وجود تنظير يحدد العلاقة بين العاملين يفترض الباحث مجرد ارتباطهما أو تغايرها.

أما التنظير للنموذج باستعمال النموذج العاملي الهرمي فيوحي بأن العلاقة الارتباطية التي افترضها الباحث بين العاملين هي علاقة سطحية، ونتاج علاقة التأثير الذي يمارسه العامل العام على كل عامل من العاملين الفرعيين. وبالتالي تصبح هذه العلاقة الارتباطية في ظل النموذج العاملي الهرمي تحصيل حاصل، ولا قيمة نظرية لها، لأنه تم تفسيرها عن طريق علاقة العاملين بالعامل العام.



شكل (2-14): النموذج العاملي التوكيدي غير الهرمي من الدرجة الأولى(النموذج: أ) والنموذج العاملي التوكيدي الهرمي من الدرجة الثانية (النموذج: ب). وكلا النموذجين يعنيان بتحليل مفهوم عمليات العلم

لقد تطرقنا إلى الاختلاف الأول بين النموذجين(أ) و(ب) في الشكل (2-14)، أما الاختلاف الثاني هو أن دور العاملين الفرعيين غير الهرميين: عمليات العلم الأساسية وعمليات العلم التكاملية اختلف جذريا. ففي النموذج غير الهرمي (النموذج:أ)، نجد أن كل عامل من العاملين متغير مستقل يؤثر في المؤشرات التي تنتمي إليه، أي تفسر نسبة من التباين في كل مؤشر من مؤشراتها. ولذلك نلاحظ وجود أسهم تتجه من كل عامل من العاملين إلى مؤشراته، وليس العكس.

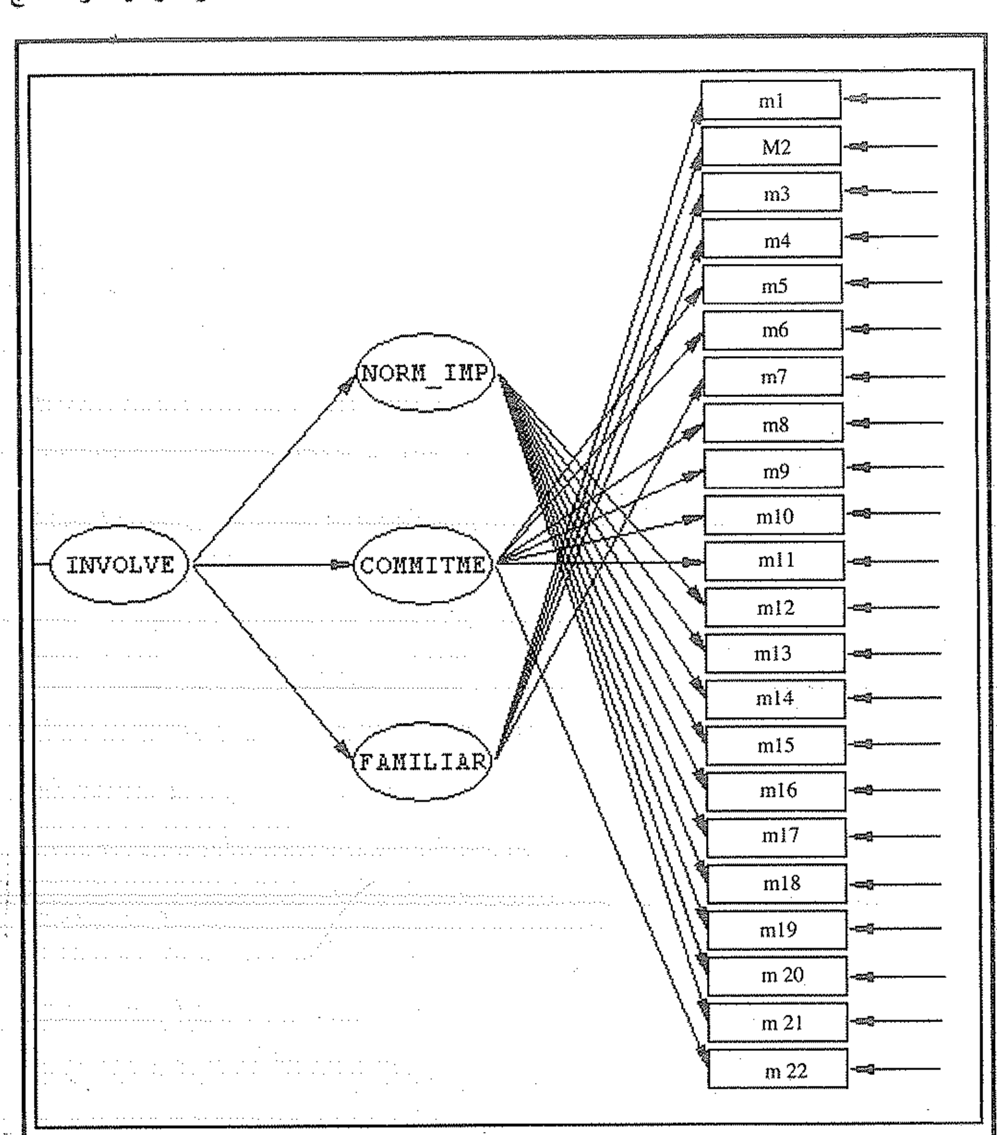
أما في النموذج الهرمي (النموذج:ب) فيعتبر العاملان السابقان عاملين فرعيين (عاملان من الدرجة الأولى، أو غير هرميين) لعامل أعم يفسرهما، وبالتالي فإن العاملين الفرعيين يعتبران متغيرين تابعين (يتأثران) بالعامل العام الذي يعتبر متغيرا مستقلا؛ ولذلك انطلق سهمان من المتغير المستقل (عمليات العلم) إلى كل من العاملين الفرعيين التابعين: عامل عمليات العلم الأساسية، وعمليات العلم التكاملية.

أما الاختلاف الثالث والذي يستتبع الاختلاف الثاني: أننا نلاحظ في النموذج العاملي الهرمي، أن كل عامل من العاملين الفرعيين غير الهرميين ينتهي عنده سهم مائل متقطع ليدل على البواقي، أو مقدار التباين في العامل الفرعي الذي لم يقو العامل العام على تفسيره في العامل الفرعي. معنى ذلك أن التباين الذي ينطوي عليه العامل الفرعي غير الهرمي يعزى إلى مصدرين: التباين الذي يفسره العامل العام (العامل من الدرجة الثانية أو العامل الهرمي)، والتباين الباقي تفسره مصادر أخرى عديدة غير محدده، نذكر منها على سبيل المثال التباين الخاص الذي يحدد الهوية المميزة للعامل عن غيره، والتباين الذي تفسره عوامل أخرى لم يتفطن الباحث لوجودها ولذلك لم يدرجها في النموذج، والتباين المنتظم الراجع إلى تأثير طريقة القياس المستعملة، والتباين الراجع للأخطاء العشوائية وغيرها. مصادر التباين هذه التي لم يستطع العامل العام تفسيرها، والتي تبقت بعد تفسير العامل العام لتباين العامل الفرعي غير الهرمي، تم لملمتها في مجموعة واحدة تحت مسمى البواقي / Disturbances residuals. إذن تباين كل عامل فرعي من الدرجة الأولى ـ لكونه متغيرا تابعا يجب تفسير تباينه من طرف متغيرات مستقلة تؤثر فيه ـ يتم تفسيره من طرف متغيرين

كامنين مستقلين: المتغير الكامن المتمثل في العامل الهرمي العام، والذي يمثل موضوع اهتمام الباحث، ومتغير آخر كامن يتمثل في البواقي.

أما الاختلاف الرابع والأخير، فيتجلى في افتراض وجود عامل أو عاملين أو عوامل عامة أكثر اتساعا من العوامل الفرعية غير الهرمية من الدرجة الأولى تعمل على توحيد أو جمع العوامل المتباينة في عدد أقل من العوامل الكبرى لتحقيق خاصية الاقتصاد في المتغيرات (العوامل) المستعملة في التنظير، ولإضفاء تنظيم هرمي بين العوامل ينطلق من المؤشرات المقاسة (المتغيرات الملاحظة)، إلى العوامل الفرعية غير الهرمية، إلى العوامل الهرمية الكبرى، مما قد يمد النموذج النظري بقوة تفسيرية يقصر دونه النموذج العاملي العادي. ولذلك ينطوي النموذج العاملي على عامل أو عاملين أو ثلاثة عوامل كبرى بحيث تنتظم تحتها العوامل الفرعية على تعددها، وتضطلع بتفسير العلاقات (التغاير أو الارتباطات) بين العوامل الفرعية.

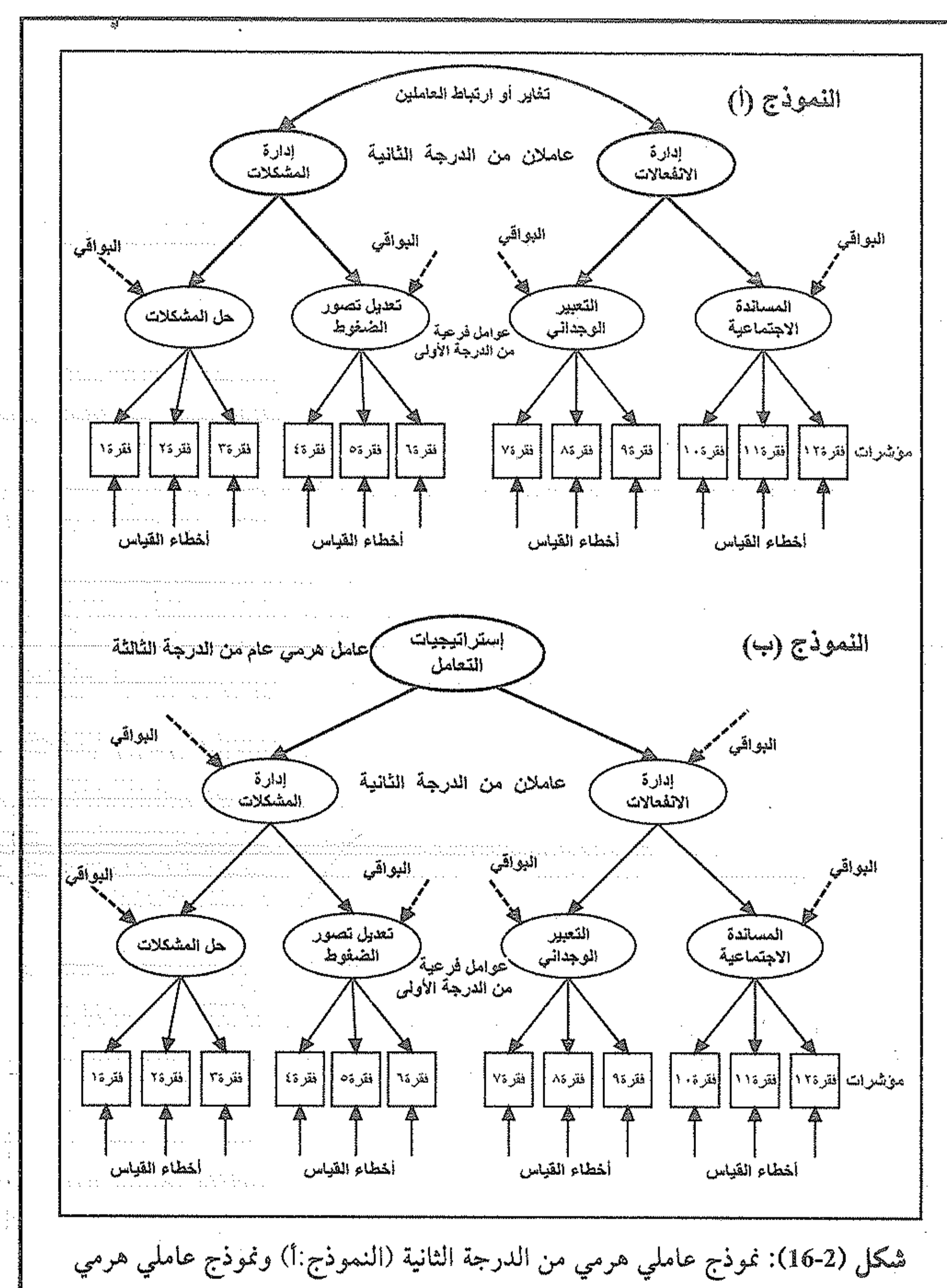
ويمكن أيضا مقارنة النموذج التالي الذي يظهره الشكل (2-15) والذي يعنى بالنموذج العاملي التوكيدي الهرمي المفترض لبنية "الانغماس التسوقي أو الاستهلاكي" Shopping involvement التي تنطوي على ثلاثة عوامل وهي: العامل الأول (F1): الأهمية المعيارية Normative importance؛ العامل الثاني (F2): الالتزام Commitment؛ العامل الثالث(F3) : الألفة Familiarity بحيث أن هذه العوامل الثلاثة تتشبع بدورها على عامل عام يمثل الانغماس التسوقي / Second order general factor: involvement؛ بالنموذج العاملي التوكيدي العادي أو غير الهرمي الذي ينطوي على نفس العوامل الأولية غير الهرمية التي ينطوي عليها النموذج الهرمي الذي سبق توضيحه في الشكل(2←12) وذلك لتيسير المقارنة. وأهيب بالقارئ أن يستكمل المقارنة بنفسه مسترشدا بأوجه المقارنة والفروقات التي تم استنتاجها في الفقرات السابقة بين النموذج العاملي الهرمي والنموذج العاملي العادي غير الهرمي.



شكل (2-15): النموذج العاملي التوكيدي الهرمي من الدرجة الثانية لبنية مفهوم "الانغماس في عملية التسوق والشراء" Shopping involvement. ونلاحظ أن العوامل الأولية من الدرجة الأولى التالية: عامل الأهمية المعيارية Normative importance (F1)؛ وعامل الالتزام (F2): Commitment؛ وعامل الألفة(F3) : Familiarityتتشبع عليها متغيراتها المقاسة (الفقرات)، وتتشبع بدورها على عامل عام من الدرجة الثانية يسمى "الانغماس" Involvement

ولعل القارئ قد استنتج أن العوامل الهرمية الكبرى أو العامة لا تتمثل بالضرورة في عامل وحيد عام (عامل هرمي من الدرجة الثانية كما سبق توضيحه في الأمثلة العديدة السابقة، وإنما قد يفترض الباحث وجود عامل أو عاملين أو عدد قليل من العوامل الكبرى التي تفسر طبيعة العلاقات بين العوامل الفرعية التي تنتسب إليها. فالنموذج (أ) في الشكل (2-16) يبين نموذج عاملي من الدرجة الثانية يتكون من عاملين هرميين عامين أو عاملين من الدرجة الثانية وهما إدارة المشكلات ، وإدارة الانفعالات. وكلاهما يحدد تباين عاملين فرعيين من الدرجة الأولى. فإستراتيجية إدارة الانفعال عند مواجهة الضغوط تؤثر في عامل إستراتيجية حل المشكلات، وعامل تعديل التصور المعرفي للضغوط. وإستراتيجية إدارة الانفعال تؤثر في طريقة التعبير الانفعالي أو الوجداني، وتوقع المساندة الاجتماعية. ولكل عامل فرعي غير هرمي من العوامل الأربعة ثلاثة مؤشرات تعمل على قياس العامل الفرعي التي تنتسب إليه.

كما أن البناء الهرمي للنموذج العاملي قد يزداد ارتفاعا بحيث تزداد مستوياته الهرمية. فالنموذج (ب) في الشكل (2-16) يحتوي على ثلاث مستويات من العوامل: أربعة عوامل غير هرمية من الدرجة الأولى تمثل استراتيجيات التعامل الجزئية مع الضغوط؛ وعاملين من الدرجة الثانية يمثلان إستراتيجيتين أساسيتين لمواجهة الضغوط: إدارة المشكلات وإدارة الانفعالات؛ وعامل من الدرجة الثالثة (عامل أعم) يمثل المساحة العامة لمشتركة بين العاملين من الدرجة الثانية، أي إستراتيجيات التعامل مع الضغوط. غير أنه قليلا بل نادرا ما نصادف نماذج عاملية من واقع البحوث تتعدى الدرجة الثانية في البنية الهرمية للعوامل. أي نادرا ما نصادف نموذجا عامليا يتجاوز في هرميته النموذج العاملي من الدرجة الثانية.



شكل (2-16): نموذج عاملي هرمي من الدرجة الثانية (النموذج:أ) ونموذج عاملي هرمي من الدرجة الثالثة (النموذج:ب) حول إستراتيجيات التعامل مع الضغوط Stress coping strategies

ومن حيث الأهمية، يساهم هذا النوع من التنظير في إضفاء قوة تفسيرية وتنبؤية للنظرية أو النموذج الذي يقوم على تمييز مكونات المفهوم إلى مراتب ومستويات هرمية متمفصلة، تضيف تماسكا وتلاحما بين المكونات المتباينة للمفهوم. وشهد علم النفس - وفي وقت مبكر- نظريات قائمة على النموذج الهرمي في مجال الذكاء . فتوجد نظريات عديدة نظرت إلى الذكاء باعتباره قدرة عامة ينطوي على قدرات طائفية (عوامل فرعية) كالقدرة العددية، والقدرة اللفظية، والقدرة الميكانيكية، والقدرة الإدراكية وغيرها. وتبقى النماذج الهرمية في التنظير نماذج مغرية، وتتمتع في جلها بإثراء تنظيري لكونها لا تنظر إلى أبعاد مفهوم معين باعتبارها سواسية في تكوين المفهوم والتأثير فيه، وإنما تفاضل بين هذه الأبعاد من حيث قوة تأثيرها على المفهوم، ومدى أهميتها في تشكيله، ومن حيث اتساع مساحتها الدلالية أو ضيقها.

ويوجد سبب ثان يبرز أهمية التنظير الهرمي ويتجلى في صيانة وحدة المفهوم من الضياع والتشتت والتشرذم. إن تحليل المفاهيم إلى أبعاد وعوامل تفسرها من شأنه إمداد الدارسين باستبصار عن بنية المفهوم ودلالته العميقة. غير أن الإمعان في تفكيك المفهوم إلى عوامل وأبعاد متباينة عديدة، بحيث إن كل دراسة تنتهي إلى حزمة من الأبعاد والعوامل من شأنه أن يفتت وحدة المفهوم، ويبدد دلالته الأساسية، ويجعل المفهوم مفتقدا لكيان دلالي متماسك، ويصبح محصلة شتات من العوامل التي قد تختلف من دراسة إلى أخرى.

فمثلا نجد أن مفهوم استراتيجيات التعامل (مع الضغوط) coping strategies عرف دراسات عاملية عديدة، بحيث تكاد كل دراسة أن تنتهي إلى جملة من العوامل تختلف عن العوامل التي انتهت إليها الدراسات الأخرى. وحفاظا على وحدة المفهوم ووجوده وتماسكه، يتم التفكير في عامل أو عاملين أو عوامل قليلة كبرى لتلخص شتات العوامل المتباينة المبثوثة عبر بحوث الضغوط واستراتيجيات مواجهتها أو التعامل معها. والنموذج (أ) في الشكل (2-16) يعكس إحدى هذه النماذج الهرمية التي تسعى إلى تلخيص العوامل الفرعية أو الجزئية للضغوط على تعددها وتباينها واختلافها إلى عاملين جوهريين أو أساسيين: إدارة المشكلات، وإدارة الانفعالات.

ومثل هذا التنظير ينقذ المفهوم من الضياع في متاهات العوامل الجزئية الصغرى التي لا تنتهي، ويحفظه من التفتت والشتات والضياع.

بين التحليل العاملي التوكيدي Confirmatory Factor Analysis والتحليل العاملي الاستكشافي Exploratory Factor Analysis

تكاد الفروقات التي ذكرناها عند المقارنة بين النموذج العاملي الاستكشافي والنموذج العاملي التوكيدي أن تكون ذاتها الفروق بين الطريقتين في التحليل: التحليل العاملي الاستكشافي والتحليل العاملي التوكيدي. ومع ذلك لا بد من التطرق - استكمالا لمواضيع الفصل الحالي - إلى الفروق الجوهرية التي تميز التحليل العاملي التوكيدي عن التحليل العاملي الاستكشافي، كما نتطرق إلى بعض فروقاتهما الفرعية.

الفارق الجوهري بينهما هو أن التحليل العاملي يستعمل لاختبار النموذج النظري على أساس توكيدي للتثبت من صحة النموذج وصلاحيته، في حين أن التحليل العاملي الاستكشافي فيستعمل لاستخراج العوامل الكامنة للمتغيرات المقاسة بطريقة استكشافية، أي يتم التعرف على العوامل الكامنة للمتغيرات المقاسة بعد التحليل.

إن الباحث عند استعمال التحليل العاملي الاستكشافي يخضع البيانات للتحليل العاملي بدون أن يحدد طبيعة العوامل، ونوع الفقرات أو المتغيرات المقاسة التي تتشبع على كل عامل، وإنما يكتشف ذلك بعد التحليل. ومعنى ذلك أن الباحث لا ينطلق من تصور محدد نظري للنموذج العاملي الذي يريد أن يختبر صحته وإنما سيتعرف على عدد العوامل، وطبيعتها، ونمط تشبعات المتغيرات المقاسة عليها على نحو استكشافي أي بعد إجراء التحليل. وعلى النقيض من التحليل العاملي الاستكشافي، فإن التحليل العاملي التوكيدي يتطلب بالضرورة أن يحدد الباحث نموذجه النظري العاملي بدقة. أي يحدد قبل إجراء التحليل العاملي اعتمادا على تأصيله النظري للموضوع، الأبعاد التالية للنموذج العاملي:

1. نوع النموذج العاملي بما في ذلك عدد العوامل: هل النموذج العاملي أحادي العامل أو ثنائي أو متعدد العوامل بحيث يحدد عدد العوامل التي يفترض أن النموذج يتألف منها.
2. يحدد المتغيرات المقاسة أو المؤشرات (سواء أكانت فقرات، أو مقاييس فرعية، أو اختبارات، وغيرها) التي تقيس كل عامل من العوامل المفترضة. فإذا افترض الباحث نموذجا عامليا يحتوي على عاملين بحيث أن كل عامل يحتوي على أربع مؤشرات أو متغيرات مقاسة. فمعنى ذلك أن الباحث يتصور أن الموضوع الذي ينظر له يتكون من بنية عاملية تحتوى على عاملين، بمعنى لا يتلخص في عامل واحد أو يتلخص في أكثر من عاملين وإنما يتلخص على وجه التحديد في عاملين. وأن كل عامل تتشبع عليه وحده (تقيسه بدقة) أربع مؤشرات أو متغيرات مقاسة بحيث أن المؤشرات التي تتشبع على العامل الكامن الأول لا تتشبع على العامل الكامن الثاني. وفي المقابل، فإن المؤشرات التي تتشبع على العامل الثاني لا تتشبع إطلاقا على العامل الكامن الأول. وفي الغالب، فإن بناء النموذج النظري العاملي بناء قبليا، أي قبل إجراء التحليل العاملي كما هو الشأن في التحليل العاملي التوكيدي، نادرا ما يحتوي على تشبعات متقاطعة cross Loading، ويقصد بذلك أن بعض المؤشرات تتشبع على عاملين أو أكثر ولا تتشبع على عامل واحد فقط.
3. يحدد ما إذا كانت العوامل التي حددها مرتبطة فيما بينها أم أنها مستقلة. وغالبا ما نجد الباحث يفترض أن العوامل التي حددها مرتبطة فيما بينها.
4. يحدد أيضا أخطاء القياس وهو باقي التباين الذي لم يقو العامل على تفسير بالنسبة لكل مؤشر من مؤشراته المقاسة. وتتألف هذه الأخطاء من الأخطاء العشوائية وأيضا من الأخطاء المنتظمة التي ولدتها طبيعة الطريقة المستعملة (كأن تكون كل مقاييس المؤشرات ذات طبيعة واحدة كأن تكون كلها قائمة على التقرير الذات أي استبيانات؛ واستجرار نمط معين غالب في طريقة الاستجابة لفقرات مقاييس المؤشرات response set؛ أو استعمال نفس مقاييس مؤشرات العوامل في ظرفين زمنيين مختلفين على نفس العينة لدراسة نمو ظواهر سلوكية أو تربوية معينة). إذن، يفترض الباحث سلفا بأن أخطاء قياس مؤشرات العوامل عشوائية ومستقلة، أم

أن بعضها غير مستقل بحيث يحدد أي أخطاء قياس المؤشرات التي يعتقد أنها مرتبطة. لأن افتراض ارتباط بعض أخطاء القياس في النموذج العاملي القائم على تأصيل نظري قوي يرفع من قدرة النموذج العاملي على المطابقة مع البيانات، وعلى قدرته على التفسير.

الفصل الثالث

الخطوات الثلاثة الأولى لاختبار النموذج العاملي التوكيدي : التحديد والتعيين وحساب البارامترات

خطوات اختبار النموذج العاملي التوكيدي

المرحلة الاولى: بناء النموذج أو تحديده

المرحلة الثانية: تعيين النموذج

المرحلة الثالثة: تقدير برامترات النموذج العاملي المفترض أو النظري

الفصل الثالث

الخطوات الثلاثة الأولى لاختبار النموذج العاملي التوكيدي: التحديد والتعيين وحساب البارامترات

خطوات اختبار النموذج العاملي التوكيدي

تختلف المراجع في تحديد خطوات اختبار جودة مطابقة النموذج النظري الذي يضعه الباحث سواء أكان نموذجا عامليا توكيديا، أم نموذجا بنائيا، أم نموذج تحليل المسارات. وفي هذا السياق نجد شوماخر ولوماكس (Schumacker & Lomax, 2004) يتبنيان خمسة مراحل وهي :

1. تحديد النموذج[1] Model specification.
2. تعيين النموذج [2] Model Identification.
3. تقدير النموذج Model Estimation.
4. اختبار صحة النموذج Model testing.
5. تعديل النموذج Model Modification.

ويقترح كيلووي (Kelloway,1998) خمس خطوات تكاد تكون مماثلة للتصنيف السابق، وهذه الخطات الخمسة هي:

1. تحديد النموذج Model Specification.

---

(1) فضلت ترجمة المصطلح model specification بلفظ بناء أو تحديد النموذج لأنهما أقرب إلى الدلالة الاصطلاحية للفظ الأجنبي.

(2) آثرت ترجمة مفهوم Identification الذي يدل لغويا على الكشف عن هوية الشيء وتبينه، "بتعيين النموذج" لأن هذا اللفظ أقرب إلى الدلالة الاصطلاحية للفظ الأجنبي من كلمة تحديد أو الكشف.

2. التعيين Identification.
3. التقدير Estimation.
4. اختبار المطابقة Testing Fit.
5. إعادة تحديد (بناء) النموذج Respification.

وببعض التفصيل الإجرائي يتبنى المؤلفون هير وزملاؤه (Hair, at al. 1998) تقسيما من سبع خطوات وهي:

1. تطوير نموذج نظري Developing a theoretically based model.
2. بناء رسم تخطيطي لمسارت النموذج أو علاقاته السببية Constructing a path diagram of causal relationships.
3. ترجمة الرسم التخطيطي للنموذج المفترض إلى جملة من المعادلات البنائية.
4. تقدير بارامترات النموذج المفترض Estimating the proposed model parameters.
5. قياس تعيين النموذج Assessing model identification.
6. تقييم نتائج جودة المطابقة Evaluating the results for goodness of fit.
7. وأخيرا تعديل النموذج Model modification.

ويفضل ديامونتوبولوس وسيجاو (Diamantopoulos & Siaguaw, 2000) تلخيص مراحل النمذجة modeling في ثمان خطوات وهي:

1. التصميم النظري للنموذج Model Conceptualization .
2. بناء الرسم التخطيطي لمسارات النموذج Path Diagram Construction.
3. تحديد النموذج Model Specification.
4. تعيين النموذج Proposed Model Identification.
5. تقدير البارامترات Parameter Estimation.
6. قياس جودة مطابقة النموذج Assessment of Model Fit.

7. تعديل النموذج Proposed model Model Modification.
8. اختبار صحة النموذج عبر عينات أخرى Model Cross-validation.

ويمتاز هذا التصنيف بالتأكيد على المرحلة الأخيرة التي تتعلق بالتأكد من صدق النموذج بتوظيف عينات أخرى غير عينة الدراسة.

وبمزيد من التفصيل، وباستعمال لغة المخاطب لإضفاء صبغة إجرائية على الخطوات، يقترح كلاين (Kline, 2005, 2011)المراحل الثمانية التالية:

1. حدّد النموذج Specify the Model ،
2. التحقق ما إذا كان النموذج معينا Determine whether the model is identified.
3. انتقاء مقاييس متغيرات النموذج Select measures of the variables represented in the model.
4. استعمال حزمة إحصائية متخصصة لتقدير بارامترات النموذج Use a computer program to estimate the model.
5. إعادة تصميم أو تحديد النموذج (تعديله) Respecify the model.
6. وصف التحليل وصفا دقيقا ووافيا في تقرير البحث Accurately and completely describe the analysis.
7. التأكد من صحة النتائج من جديد مرة أخرى على عينة أخرى Replicate the results.
8. توظيف النتائج في الواقع Apply the results.

ورغم الاختلاف الكبير في تحديد عدد المراحل،وفي تبيان طبيعة كل مرحلة، غير أننا نميل إلى تفضيل تلخيص عملية اختبار النموذج النظري المفترض عند توظيف طريقة التحليل العاملي التوكيدي في خمس مراحل أساسية وهي:

1. بناء النموذج أو تحديده Model specification ، أو التحديد specification اختصارا.

2. تعيين النموذج Model Identification ، أو "التعيين" Identification اختصارا.
3. تقدير معالم أو بارمترات النموذج.Estimation of the model parameters، أو "التقدير" Estimation اختصارا.
4. اختبار حسن المطابقة للنموذج goodness of fit testing model أو الاختبار testing اختصارا.
5. إعادة تحديد النموذج، أو تعديل النموذج لتطويره Respecification/ modification أو التعديل اختصارا.

وحفاظا على التوازن في حجم الفصول، سأعالج المرحلة الأولى: بناء النموذج أو تحديده، والمرحلة الثانية: تعيين النموذج، والمرحلة الثالثة: تقدير معالم أو بارامترات النموذج، في سياق هذا الفصل (الفصل الثالث)، أما المرحلة الرابعة، فسيتم تناولها في الفصل الرابع، ومرحلة مراجعة النموذج أو تعديله في ضوء مؤشرات التعديل فسيتم التطرق إليها في الفصل الخامس.

وتلافيا لكثرة الأمثلة التوضيحية التي قد تربك القارئ لأن كثرتها يستتبع بالضرورة كثرة الإحالة إليها أثناء معالجة مراحل اختبار النموذج العاملي التوكيدي، وبالتالي لا يلبث القارئ أن ينتقل جيئة وذهابا بين الفصول لكثرة الإحالات إلى الأمثلة عند تعددها. وبدلا من ذلك، رأيت من الأنسب أن أنتقي مثالا يضاهي واقع البحوث في إطار نمذجة التحليل العاملي، ونتتبعه بالتطبيق عليه طيلة تطرقنا لمراحل النمذجة مرحلة مرحلة. ويتم تعزيز هذا المثال التطبيقي بتطبيق آخر عند معالجة المرحلة الخامسة المتعلقة بمراجعة النموذج وتعديله، لتوضيح الجوانب المختلفة لآليات إعادة تعديل النموذج، لكون مثال تطبيقي واحد غير كاف للإلمام بالموضوع.

المرحلة الأولى: بناء النموذج أو تحديده Model specification

يقصد بتحديد النموذج توظيف النظريات، والأطر النظرية، والنماذج التنظيرية conceptual models المناسبة، وقدرة الباحث على التنظير، في تطوير نموذج نظري عاملي. ولقد تطرقت في الفصل الثاني إلى بعض أنماط نماذج التحليل العاملي، وتم تصنيفها عمليا إلى: 1. النماذج العاملية الأحادية البعد أو العامل، 2. النماذج العاملية

المتعددة العوامل سواء أكانت ثنائية العوامل(تنطوي على عاملين فقط) أم احتوت على أكثر من عاملين، وأخيرا، 3. النماذج العاملية من الدرجة الثانية.

ومن الضروري أن تعزز عملية تحديد النموذج برسم تخطيطي للنموذج Path Diagram. والرسم التخطيطي للنموذج العاملي يعين على التوضيح، إضافة إلى استعمال اللغة والرموز والمعادلات، ويضفي مسحة جمالية على العامل، وينظم أبعاد التنظير، ويعين على ترجمة النموذج التخطيطي إلى لغات البرامج الإحصائية المتخصصة في المعادلات البنائية (لغة التعليمات لحزمة ليزرل LISREL، وحزمة إي- كيو- إس EQS، وحزمة أموس AMOS، وحزمة Mplus، وهي من أشهر الحزم المتخصصة في النمذجة بالمعادلات البنائية، والأكثر استعمالا وانتشارا).

وغالبا ما يكون النموذج العاملي عرضة لبعض أخطاء التحديد Error specification، ولعل أهمها افتقار النموذج إلى متغير أو متغيرين أو متغيرات هامة وجوهرية، لم يتفطن إلى أهميتها الباحث، ولذلك لم يدرجها في نموذجه؛ أو أن يعاني النموذج المفترض من تخمة أو وفرة زائدة في المتغيرات المدرجة، بحيث أن متغيرا أو متغيرين أو عددا من المتغيرات لا تؤدي وظيفة محددة في النموذج، بل قد تعرقل أو تحجب دور المتغيرات الهامة الحرجة في النموذج. وأخطاء التحديد تمثل تهديدا كبيرا لصدق النموذج، وتعرقل قدرته على المطابقة، وتقوي من التحيز، وتضخم من أخطاء القياس، ومن أخطاء التباين غير المفسر.

ومن أمثلة أخطاء تحديد النموذج افتراض الباحث أن المفهوم الذي يشكل موضوع الدراسة ينطوي على عوامل رغم أنه في الحقيقة مفهوما وحيد العامل. أو افتراض أن المفهوم متجانس ينطوي على بعد أو عامل واحد رغم أنه في الحقيقة متعدد الأبعاد. ومن أمثلتها أيضا أن تكون بعض المؤشرات التي حددها الباحث لقياس العامل الكامن غير مهمة رغم كثرتها، أو أن الباحث غفل عن تحديد بعض المؤشرات بحيث أن المؤشرات المستعملة لقياس العامل لا تغطي كل جوانبه الجوهرية.

مثال تطبيقي لتوضيح مراحل النمذجة

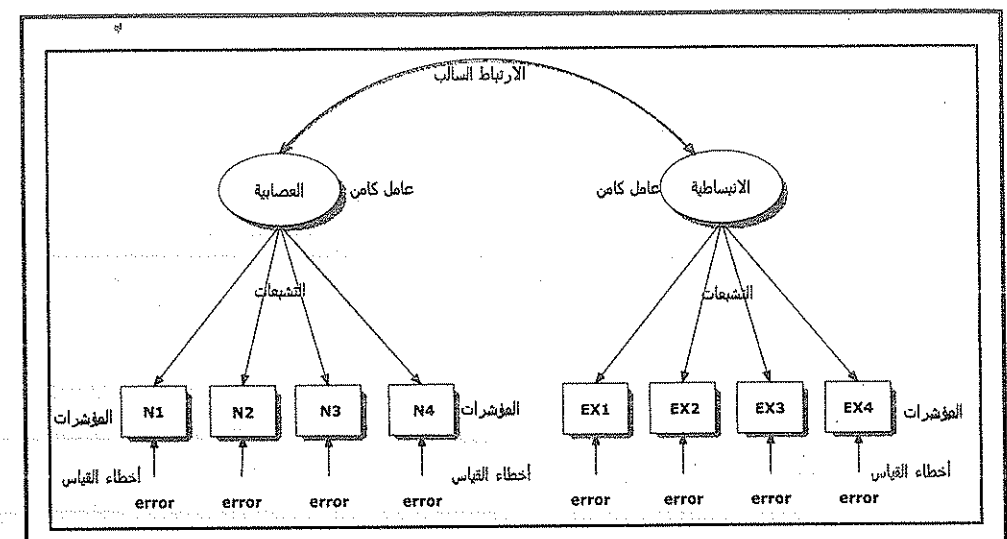
لعلنا نحتاج إلى مثال نوظفه لتوضيح كافة خطوات ومراحل اختبار النموذج العاملي التوكيدي. يريد باحث أن يتأكد من صحة النموذج المفترض (نموذج البحث)

الذي يتعلق بنظرية العوامل الكبرى الخمسة للشخصية. فوفقا لاستطلاع واسع للدراسات السابقة (Wiggins, 1996) يعتقد الباحث أن مقاييس العوامل الخمس الكبرى تنتظم في عاملين، أي يفسرها أو يلخصها عاملان: عامل العصابية Neuroticism وعامل الانبساطية Extraversion (Brown, 2006) . فالمتغيرات المقاسة أو المؤشرات التي تتشبع على عامل العصابية تتمثل في المؤشر المقاس المسمى بالقلق Anxiety ونرمز له اختصارا بـ: (N1)، و المؤشر أو المتغير المقاس: العدوانية Hostility ونرمز له اختصارا بالرمز (N2) ، والمؤشر المقاس: الاكتئاب Depression ونرمز له اختصارا بالرمز (N3) ، والمؤشر المقاس: الوعي بالذات Self-consciousness ونرمز له اختصارا بالرمز (N4) .

أما المؤشرات أو المتغيرات المقاسة (المقاييس وليس الفقرات في المثال الحالي) التي تتشبع على العامل الكامن الثاني المتمثل في الانبساطية تتجلى في مقياس الدفء Warmth (EX1)، والوداعة gregariousness (EX2)، وتوكيد الذات (EX3) Assertiveness، والعواطف الإيجابية Positive emotions (EX4).

إن المؤشرات أو المتغيرات المقاسة ليست في هذا المثال فقرات لمقياس وإنما هي مقاييس فرعية لقائمة الشخصية المسماة: NEO Personality Inventory حيث تتراوح الدرجات على هذه المقاييس الفرعية من الصفر إلى الدرجة 32.

والرسم التخطيطي للنموذج العاملي المقترح الذي يظهره الشكل رقم (3←1) يضفي وضوحا على معالم النموذج، ويوضح السمات أو الجوانب التنظيرية التي افترضها الباحث والتي يمكن توضيحها في النقاط التالية:



شكل (3-1): النموذج العاملي المفترض الذي ينطوي على عاملي: العصابية والانبساطية. قيس عامل العصابية بأربعة مقاييس لتمثل مؤشراته الأربعة المقاسة، وتم قياس عامل الانبساطية بأربعة مقاييس لتمثل مؤشراته الأربعة المقاسة. والتباين الذي ينطوي عليه كل مؤشر مقاس من المؤشرات الثمانية يفسره (يؤثر فيه) العامل الكامن الذي ينتمي إليه (الذي يتشبع عليه) المؤشر أو المتغير المقاس(المقاييس المستعملة)، أما باقي التباين في المؤشر المقاس يفسره خطأ القياس

1. افترض الباحث أن عاملين كامنين وليس عاملا عاما واحدا يفسران أبعاد الشخصية.
2. يتوفر الباحث على تصور عن هوية هذين العاملين بحيث إن أحدهما أسماه "العصابية" والآخر "الانبساطية".
3. افترض الباحث أن العاملين غير مستقلين تماما وإنما يوجد ارتباط بينهما (يوجد قدر من التباين المشترك بينهما)، غير أن الباحث يفترض في هذه الحالة أن هذا الارتباط بين العاملين ينبغي ألا يكون ضعيفا لأن ذلك يدل على استقلالهما، ولا يجب أن يكون مرتفعا جدا (كأن يساوي تسعة من عشرة مثلا) لأن الارتفاع الشديد لمعامل الارتباط بين العاملين يدل على أن العاملين المفترضين غير متمايزين وإنما يمكن دمجهما في عامل عام واحد.

4. علاقة الارتباط بين العاملين علاقة سالبة وليست موجبة، بمعنى ازدياد درجات عامل العصابية يقترن بانخفاض درجات عامل الانبساطية، أو أن ارتفاع درجات عامل الانبساطية يقترن بانخفاض درجات عامل العصابية.
5. لكل عامل كامن من العاملين مؤشراته التي تتشبع عليه، أي أن كل مؤشر يتشبع على عامل واحد ولا يوجد مؤشر يتشبع على العاملين معا، بمعنى لا توجد تشبعات تقاطعية، أي مؤشرات تتشبع على عاملها ولتكن العصابية وتتشبع أيضا على العامل الآخر الانبساطية، أو مؤشرات تتشبع على عاملها وليكن الانبساطية وتتشبع في ذات الوقت على العامل الآخر العصابية.
6. كل عامل من العاملين المفترضين لا يفسران كل التباين الموجود في المؤشرات وإنما يفترض الباحث أن قسما من التباين يبقى بدون تفسير، ولا يشترك فيه المؤشر مع عامله ويسمى بتباين الخطأ، غير أن الباحث يفترض أن هذه البواقي (الأخطاء أو أخطاء القياس) ضئيلة لا تهدد ثبات المؤشرات (دقتها أو دلالتها على عاملها)، وأنها موجودة في كل مؤشر وليست منعدمة لاستحالة ذلك (استحالة خلو المؤشر مهما كان من أخطاء القياس)، كما يفترض الباحث أن هذه البواقي أو الأخطاء مستقلة وليست مرتبطة.

ينطوي الرسم التخطيطي للنموذج على شكلين بيضويين يحتويان العاملين الكامنين: الانبساطية والعصابية، وعلى سهم محذب مزدوج الاتجاه يدل على ارتباط العاملين المفترضين (عامل العصابية يرتبط ارتباطا سالبا بعامل الانبساطية)، وعلى أشكال مستطيلة أو مربعة تدل على المؤشرات أو المتغيرات المقاسة (التي قد تكون فقرات مقياس، أو اختبارات فرعية، أو مقاييس كما هو الشأن في النموذج الحالي)، وتدل الأسهم المستقيمة التي تنطلق من العامل الكامن: العصابية، والعامل الكامن : الانبساطية، والمتجهة إلى المؤشرات المقاسة لكل عامل على تشبعات المؤشرات أو المتغيرات المقاسة. وبتعبير آخر، يدل كل سهم ينطلق من العامل الكامن إلى المؤشر المقاس على مقدار (نسبة) التباين الذي يفسره العامل من مجمل التباين الذي يحتوي عليه المؤشر أو المتغير المقاس. أي مدى التباين المشترك أو مساحة الدلالة المشتركة بين

العامل والمؤشر (وذلك بعد تربيع تشبع المؤشر على عامله ليسهل قراءته علىّ النحو الذي قدمنا).

أما الأسهم المستقيمة السفلى القصيرة التي تنتهي إلى مستطيلات المؤشرات من الأسفل فتدل على **بواقي التباين** الذي لم يقو العامل الكامن على تفسيره في المؤشر المقيس. ومصادر التباين الموسوم بالبواقي عديدة ومتنوعة، وتشمل التباين الصادر عن طريقة القياس، أو التباين الذي مصدره متغيرات أخرى مهمة لم يأخذها الباحث بعين الاعتبار ولم يدرجها في نموذجه، أو التباين الناجم عن الأخطاء العشوائية. وهذا الخليط من مصادر التباين الذي لم يفسره العاملان المفترضان والذي يعزى إلى مصادر شتى بما فيها الأخطاء العشوائية يدعى بـ"**تباين الخطأ**"، أو "**أخطاء القياس**"، أو "**الأخطاء**" اختصارا.

إلى هذا الحد يكون الباحث قد أنجز مرحلة وضع النموذج المفترض أو صياغته أي تحديده.

المرحلة الثانية: تعيين النموذج Model identification

بعد التحديد النظري للنموذج وقبل الانتقال إلى تقدير بارامتراته، لا بد من معالجة قضية تعيين النموذج. وتتلخص قضية التعيين في السؤال التالي: بناء على البيانات المتوفرة في العينة المدروسة التي تتخذ شكل مصفوفة التباين والتغاير للعينة Sample variance-covariance matrix، وبناء على النموذج العاملي المفترض الذي تمثل بياناته مصفوفة التباين والتغاير للمجتمع (والتي يرمز لها ب Σ)، هل يمكن التوصل إلى تقديرات وحيدة محددة للبرامترات الحرة للنموذج المفترض. وبتعبير آخر، **تعنى مشكلة تعيين النموذج بمدى توفر المعلومات الكافية في بيانات العينة للتوصل إلى حل وحيد ومحدد للبارامترات الحرة للنموذج العاملي المفترض**. فإذا افتقر النموذج إلى التعيين مثلا، يستحيل تقدير قيمة محددة وحيدة لكل بارامتر من البارامترات الحرة للنموذج المفترض. فيكون لكل بارامتر عدد كبير من القيم التي تمثل حلا له، وبالتالي يستحيل انتقاء الحل الأنسب لكل بارامتر.

فمثلا، ماذا في وسعنا أن نفعل لو طلب منا إيجاد حل وحيد (قيمة واحدة) للمعادلة: (س+ص=12). ففي الوقت الذي يمكن استبعاد بعض القيم (كل قيمة أكبر من القيمة 12 لا تمثل الحل الصحيح للمعادلة) يستحيل في المقابل تحديد حل وحيد للمعادلة. فيوجد عدد كبير من أزواج القيم التي تصلح كحل للمعادلة منها مثلا: (س=0؛ ص=12)، (س=2؛ ص=10)، (س=5؛ ص=7)، (س=10؛ ص=2)، (س=12؛ ص=0)، (س=6؛ ص=6)، (س=11؛ ص=1) وغيرها من القيم التي تصلح كحل للمعادلة. إذن تعاني هذه المعادلة من عدم تعيين الحل الأفضل أو الأصح.

والسبب في ذلك أن المعادلة تنطوي على مجهولين، في حين أن البيانات المتوفرة تتمثل في وجود معادلة واحدة، أي وحدة واحدة من المعلومات المعطاة، بينما يحتوى النموذج أي المعادلة على بارامترين أو حدين مجهولين. أي أن المعلومات التي يتطلبها النموذج أكثر من المعلومات المتوفرة في البيانات، ويترتب على ذلك عدم وجود حل محدد وحيد للمعادلة أو النموذج.

إذن يكون النموذج غير معين unidentified أو دون التعيين underidentified إذا كان عدد بارامترات الحرة (المجهولة القيمة والتي تحتاج التي تقدير قيمتها) للنموذج العاملي المفترض أكبر من المعلومات المتاحة في بيانات العينة والمتمثلة في عدد العناصر غير المتكررة في مصفوفة التباين والتغاير للعينة. وبتعبير وجيز، أن كم المعلومات المتوفرة في البيانات أقل من كم المعلومات التي يحتاجها النموذج النظري المفترض (النموذج العاملي المفترض).

لكن متى يكون النموذج المفترض يتسم بالتعيين؟

هنا يميز في الغالب بين حالتين عندما يكون النموذج معينا:

الحالة الأولى من التعيين تسمى بالنموذج المعين بكل بساطة just-identified model أو النموذج المشبع **saturated model**، وفيه يمكن إيجاد حل واحد أو تقدير قيمة وحيدة لكل بارامتر حر. ويتم هذا النوع من التعيين عندما تكون عدد البارامترات الحرة للنموذج المفترض تساوي تماما عدد العناصر غير المتكررة

لمصفوفة التباين أو التغاير للعينة التي تمثل حجم المعلومات التي توفرها البيانات الأمبيريقية المتاحة، وبتعبير بسيط، **أن المعلومات المتوفرة في البيانات تساوي تماما حجم المعلومات التي يتطلبها النموذج النظري المفترض (النموذج العاملي المفترض).**

أما الحالة الثانية من التعيين فتسمى بالنموذج المتعدي التعيين overidentified model، أي النموذج التي يتمتع بوفرة في مستوى التعيين. ويتم هذا النوع من التعيين عندما تكون عدد البارامترات الحرة للنموذج المفترض أقل من عدد العناصر غير المتكررة لمصفوفة التباين أو التغاير للعينة. أي أن البيانات الأمبيريقية تتمتع بوفرة في المعلومات تسمح بالتوصل إلى أدق تقدير ممكن لبارامترات النموذج إذا أحسن استغلال هذه الوفرة في المعلومات. وبتعبير بسيط، **أن بيانات العينة تحتوي على وفرة في المعلومات تفوق حجم المعلومات التي يحتاجها النموذج النظري المفترض (النموذج العاملي المفترض).**

لكن كيف نكتشف أن النموذج غير معين، أو مشبع أو متعدي التعيين؟

نستنتج مما سبق من وصف لأنواع التعيين الثلاث أنه يمكن تمييز نوع التعيين من **مقارنة عدد البارامترات الحرة للنموذج المفترض بعدد العناصر غير المتكررة لمصفوفة التباين والتغاير للعينة. إذن لكي نعرف كيف نصنف النموذج هل هو متعدي التعيين،** أو مشبع أو دون التعيين، لا بد من معرفة أمرين:

أولا: أن نتعرف على الطريقة التي تمكننا من إحصاء عدد البارامترات الحرة للنموذج العاملي المفترض.

ثانيا: أن نتعرف على الطريقة التي تمكننا من إحصاء (أو عد) عدد العناصر غير المتكررة لمصفوفة التباين والتغاير للعينة.

بالنسبة للأمر الأول، أي معرفة الطريقة التي تمكننا من إحصاء عدد البرامترات الحرة التي تحتاج إلى تقدير، فيمكن القول أن البارامترات التي تعتبر بارامترات حرة تحتاج إلى تقدير في النموذج العامل التوكيدي هي:

1. **عدد قيم التباين للعوامل الكامنة إذا كانت حرة ولم تثبت بقيمة محددة.** فإذا كان النموذج العاملي يحتوي على أربعة عوامل كامنة فمعنى ذلك أنه توجد أربعة بارامترات حرة تتمثل في قيم التباين للعوامل الأربعة. تجدر الإشارة إلى أن العوامل الكامنة تعتبر في الرسم التخطيطي للنموذج العاملي التوكيدي متغيرات مستقلة لأنها تؤثر في مؤشراتها المقاسة (لكونها تحدد القاسم المشترك، أو العلاقة المشتركة للمؤشرات).
2. **عدد أخطاء قياس المؤشرات.** ولكل مؤشر خطأ قياس (نسبة من التباين الذي عجز العامل عن تفسيرها في المؤشر). فإذا احتوى النموذج على عاملين وأن كل عامل قيس باستعمال أربعة مؤشرات، فعدد المؤشرات في النموذج ثمانية، وبالتالي توجد ثمانية أخطاء قياس. ويعتبر خطأ القياس أيضا من المتغيرات المستقلة الكامنة لأنها تؤثر في المؤشرات المقاسة وتفسر بواقي التباين الذي لم يقو العامل على تفسيره.
3. **التغاير أو الارتباط بين العوامل الكامنة.** فإذا احتوى النموذج على ثلاث عوامل كامنة مرتبطة فيما بينها. فيعد كل ارتباط بين عاملين بارامترا واحدا، وبالتالي يكون لدينا ثلاثة بارامترات.
4. **عدد تشبعات المؤشرات المقاسة على عواملها الكامنة تمثل عدد البارمترات الحرة، ما لم يثبت بعضها بقيمة معينة سلفا وعندئذ لا تعد التشبعات المثبتة بارمترات حرة.**
5. أخطاء قياس المؤشرات تكون في الغالب مستقلة. لكن أحيانا قد يفترض الباحث أن بعض أخطاء القياس مرتبطة. **فبالإضافة إلى اعتبار أن كل خطأ قياس يمثل بارامترا، فإن كل ارتباط بين خطأ قياس مؤشرين يعتبر بارامترا حرا (أي أن كل ارتباط بين خطأين ـ إذا صح التعبير ـ يعد بارمترا حرا).**
6. **تباين المتغيرات التابعة** (التي تنتهي عندها سهم أو أسهم في الشكل التخطيطي) سواء أكانت متغيرات أو عوامل كامنة، أو كانت متغيرات أو مؤشرات مقاسة لا تعتبر بارامترات، وبالتالي تهمل عند إحصاء عدد البارمترات الحرة.

خلاصة هذه الإرشادات أن تباين وتغاير المتغيرات المستقلة (العوامل الكامنة، أخطاء قياس المؤشرات) والتشبعات (علاقة العامل بمؤشراته) تعتبر بارامترات حرة، ما لم يتم تثبيت بعضها بقيمة ثابتة معينة لتحديد وحدة قياس المتغيرات الكامنة (العوامل أو أخطاء القياس أو البواقي)، أما تباين المتغيرات التابعة (وليس المتغيرات المستقلة) فلا تعد بارامترات حرة.

لنتدرب قليلا على طريقة إحصاء البارمترات الحرة في مختلف النماذج العاملية التي يظهرها الشكل رقم (3-2): النموذجان: (ا) و (ب) وكلاهما أحادي العامل، والنموذجان (ج) و (د) وكلاهما متعدد العوامل (ثنائيا العوامل)، والنموذجان (هـ) و(و) وهما نموذجان عامليان من الدرجة الثانية.

لنبدأ بالنموذج (أ) في الشكل (3←2)، نجد أن هذا النموذج يحتوي على عامل كامن واحد تتشبع عليه 3 مؤشرات مقاسة، ولكل مؤشر تباين خطأ أو خطأ القياس، وأن هذه الأخطاء الثلاث مستقلة (لا يوجد سهم محذب مزدوج الاتجاه يصل بينها). لنقوم الآن بعد البارمترات الحرة، ولنبدأ بتباين وتغاير المتغيرات المستقلة (العوامل، وأخطاء القياس). يوجد تباين عامل كامن واحد، وتباين 3 أخطاء ، إذن يوجد لحد الآن 4 بارمترات حرة.

لننتقل الآن إلى التشبعات، نلاحظ وجود 3 تشبعات، لكن أحد التشبعات ثبت بقيمة الواحد الصحيح لتحديد وحدة قياس المتغير الكامن أو العامل الكامن، لأن المتغيرات أو العوامل الكامنة تفتقر في الغالب إلى وحدة القياس الضرورية لتقدير البارمترات (التشبعات). بعد استبعاد التشبع المقيد يبقى تشبعان حران.

وعند جمع ما سبق من بارامترات نجد أن عددها في النموذج (أ) وصل إلى 6 بارامترات حرة. ومعنى ذلك، أن النموذج يحتاج إلى ست وحدات من المعلومات أو أكثر. فإذا توفر العدد نفسه من المعلومات (أي عدد العناصر غير المتكررة في مصفوفة التباين والتغاير للعينة) يكون النموذج معينا بكل بساطة أو مشبعا. وعلى الرغم من أنه يمكن تقدير بارامترات النموذج في هذه الحالة غير أنه يستحيل حساب مؤشرات المطابقة التي تفيد في تقويم النموذج واختبار حسن مطابقته للبيانات، ولذلك من

الأفضل بناء نماذج عاملية تكون متعدية التعيين أي لا تكون مشبعة أو معينة بكل بساطة، وكذلك لا تكون دون التعيين أو غير معينة. أما إذا كان كم المعلومات المتوفرة في بيانات العينة أكثر من 6 فيكون النموذج متعدي التعيين. وهو الوضع الأفضل والأمثل لأن وفرة المعلومات في بيانات العينة تساعد على بناء نماذج عاملية جيدة. أما إذا كان كم المعلومات المتوفرة في بيانات العينة أقل من 6 فيكون النموذج غير معين أو دون التعيين، ويستحيل في هذه الحالة تقدير بارامترات النموذج لانتفاء العثور على تقديرات وحيدة ودقيقة لكل بارامتر.

ماذا عن النموذج (ب) في الشكل (3←2). يبدو أنه نفسه النموذج (أ) باستثناء أخطاء القياس ، حيث يفترض الباحث هنا أن تباين الخطأ للمؤشر1 وتباين الخطأ للمؤشر 2 مرتبطان في حين كانا مستقلين في النموذج (أ).أي كانا مثبتين بقيمة ثابتة تساوي صفرا. والقيمة صفر تدل على أن الارتباط بين أي زوج من الخطأ منعدم أي مستقل. لكن وجود سهم محدب يصل بين تباين خطأ المؤشر1 وتباين خطأ المؤشر 2 معناه أن الباحث يعتقد أن الخطأين مرتبطان (أي غير مثبت بالقيمة صفر التي تدل على انعدام الارتباط)، وبالتالي الارتباط بين الخطأين يعتبر من البارامترات الحرة. إذن نجد أن هذا النموذج أضيف له بارامتر حر واحد تمثل في ارتباط خطأ المؤشر1 وخطأ المؤشر 2 مقارنة بعدد البارامترات التي يحتوي عليها النموذج السابق. ولما كان عدد البارامترات الحرة في النموذج السابق تساوي 6، فإن عددها في النموذج الحالي (ب) يساوي 7 بارامترات حرة.

لننتقل إلى النماذج العاملية المتعددة العوامل. ولنبدأ بالنموذج (ج) الذي يحتوي على عاملين كامنين مرتبطين (السهم المحدب المزدوج الاتجاه) أحدهما قيس بثلاثة مؤشرات والآخر بمؤشرين. ولكل مؤشر تباين خطأ القياس والارتباطات بين هذه الأخطاء ثبتت بصفر أي معدومة أو مستقلة. تتمثل البارامترات الحرة لهذا النموذج فيما يلي: تباين العامل الأول (1: أي بارامتر حر واحد) + تباين العامل الثاني (1) + ارتباط العاملين (1) + تباين الخطأ للمؤشرات الخمسة (أي 5 بارامترات حرة) + تشبعان حران للعامل الأول علما بأن التشبع المثبت بقيمة الواحد الصحيح يستبعد

من العد (2) + تشبع واحد حر على العامل الثاني (1). وعند الجمع نجد أن عدد البارامترات الحرة في النموذج (ج) بلغ 11 بارامترا حرا.

أما النموذج (د) فلا يختلف عن النموذج (ج) إلا في الافتراضات المتعلقة بأخطاء قياس المؤشرات. ففي الوقت الذي قيد الباحث أخطاء قياس المؤشرات في النموذج (ج) بقيمة ثابتة وهي الصفر للدلالة على أن أخطاء القياس مستقلة عن بعضها بعضا وغير مرتبطة ، نجد أن الباحث حرر الارتباط بين أخطاء قياس المؤشر 2 والمؤشر3، وبين أخطاء قياس المؤشر 4 والمؤشر 5 (أنظر السهمين المحدبين اللذين يدلان على ارتباط هذين الزوجين من الخطأ)، لتقدير قيمة هذين الارتباطين، ويعتبران بالتالي بارامترين حرين يضافان إلى عدد البارامترات الحرة التي سبق عدها والتي كانت 11 بارامترا، فيصير مجموع البارامترات الحرة في النموذج (د) 13 بارامترا حرا (11+2).

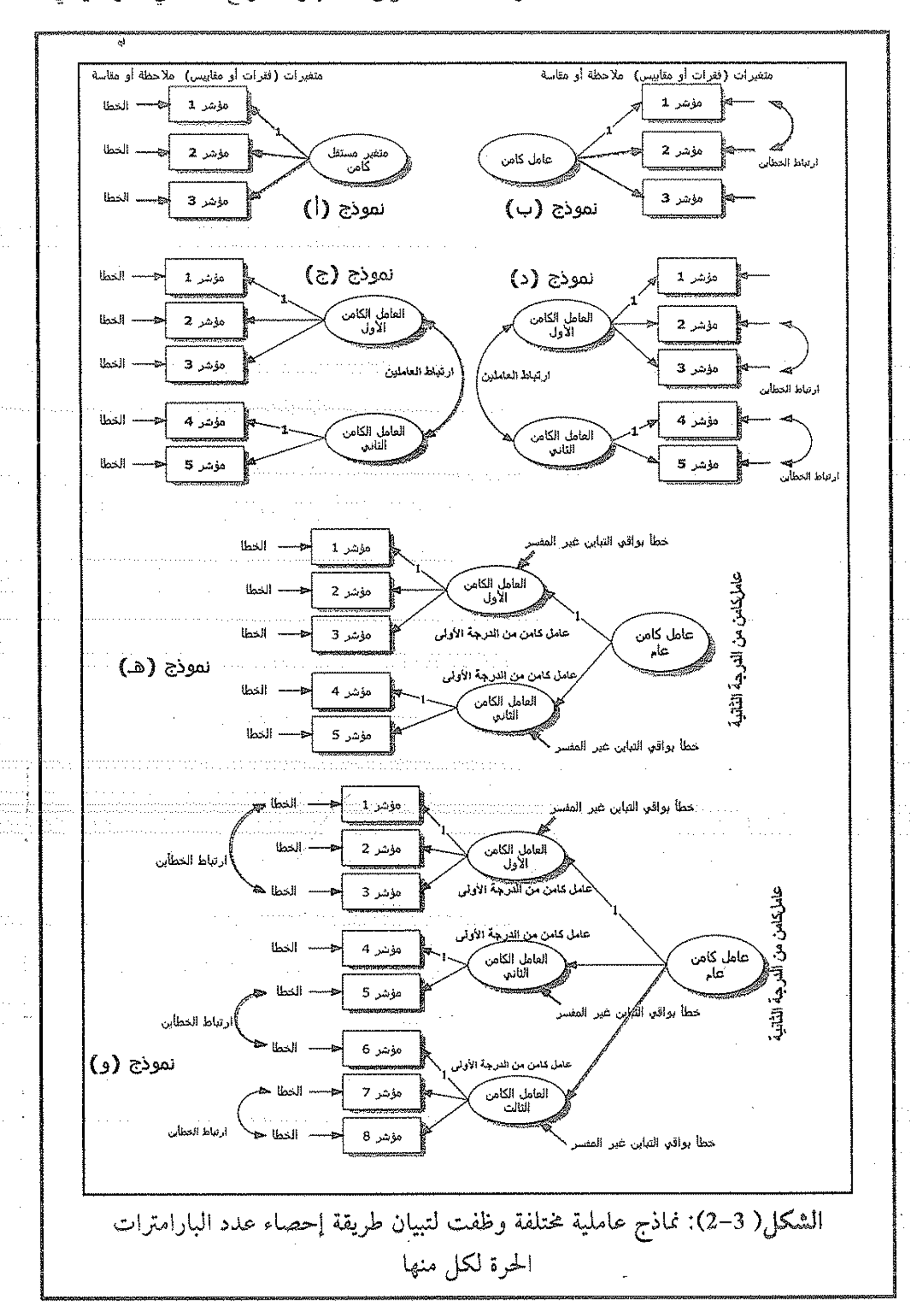
ويدل النموذج (هـ) على نموذج عاملي من الدرجة الثانية، ولقد سبق أن تطرقنا إلى هذا النوع من النماذج العاملية في الفصل الأول. يحتوي النموذج العاملي من الدرجة الثانية على عاملين من الدرجة الأولى بحيث أن لكل عامل مؤشراته المقاسة، ولكل مؤشر مقاس يوجد خطأ القياس. غير أن هذين العاملين من الدرجة الأولى ينتسبان إلى عامل عام يحدد علاقتهما به. غير أن هذا العامل العام من الدرجة الثانية لا يفسر كل التباين الذي ينطوي عليه العاملين من الدرجة الأولى، وبالتالي يحتوي كل عامل من هذين العاملين على بواقي التباين التي عجز العامل العام عن تفسيرها ولذلك رمزنا لها في الشكل بسهم صغير مائل ينتهي عند كل عامل. وقد يلاحظ القارئ غياب الارتباط (السهم المحدب) بين العاملين وإحلال محل الارتباط ما يدل على تفسير العامل العام، ولذلك عوض السهم المحدب بسهمين ينطلقان من العامل العام إلى العاملين من الدرجة الأولى للدلالة على أن العامل العام يحدد دلالتهما أو يؤثر فيهما.

لحد الآن لم نتعد مجرد توضيح وشرح بنية النموذج (هـ)، لكن ماذا عن كيفية إحصاء بارامتراته الحرة. تشمل البارامترات الحرة المكونات التالية: تباين العامل العام + تباين العاملين الفرعيين (العاملان من الدرجة الأولى) + تباين أخطاء قياس المؤشر

1 إلى الموشر5 (أي أن عدد تباين أخطاء المؤشرات خمسة) + باقي التباين غير المفسر للعامل الأول والعامل الثاني (أي عدد البواقي 2) + تشبعات المؤشرات على عواملها باستثناء التشبعات التي قيدت بقيمة الواحد الصحيح لتحديد وحدة القياس للعوامل الكامنة وبالتالي عدد التشبعات الحرة تشبعان للعامل الأول وتشبع واحد للعامل الثاني + علاقة العامل العام من الدرجة الثانية بالعاملين اللذين ينتميان إليه ما لم تقيد هذه العلاقة بقيمة الواحد الصحيح لتحديد وحدة قياس العامل العام وتوجد علاقة واحدة حرة، والعلاقة الأخرى غير حرة مقيدة بقيمة ثابتة. وبالتالي فإن العدد الكلي للبارامترات الحرة للنموذج (هـ) بلغ 14 بارامترا حرا.

أما النموذج الأخير (و) فهو أيضا نموذج عاملي من الدرجة الثانية لكن يختلف عن النموذج (هـ) في أمرين. أولهما، انه يحتوي على ثلاثة عوامل من الدرجة الأولى بدلا من عاملين، وثانيهما أن بعض أزواج أخطاء قياس المؤشرات مرتبطة في حين أن كل الأخطاء كانت مستقلة في النموذج (هـ).

أما طريقة إحصاء البارامترات الحرة للنموذج (و) فهي كما يلي: تباين العامل العام + تباين العوامل الثلاث من الدرجة الأولى (فعدد التباين 3) + تباين أخطاء قياس المؤشر 1 إلى الموشر8 (أي أن عدد تباين أخطاء المؤشرات ثمانية) + ارتباط خطأ المؤشر 1 بخطأ المؤشر 3 ؛ و ارتباط خطأ المؤشر 5 بخطأ المؤشر 6؛ وارتباط خطأ المؤشر 7 بخطأ المؤشر 8 (عدد ارتباطات الأخطاء 3) + باقي التباين غير المفسر للعامل الأول والعامل الثاني والعامل الثالث(أي عدد البواقي 3) + تشبعات المؤشرات على عواملها باستثناء التشبعات التي قيدت بقيمة الواحد الصحيح لتحديد وحدة القياس للعوامل الكامنة وعددها 5 + علاقة العامل العام من الدرجة الثانية بالعوامل الثلاث التي تنتمي إليه ما لم تقيد هذه العلاقة بقيمة الواحد الصحيح لتحديد وحدة قياس العامل العام ويوجد سهمان غير مقيدين بالواحد الصحيح وسهم واحد مقيد وبالتالي يوجد مساران و بارامتران حران، والعلاقة الأخرى غير حرة مقيدة بقيمة ثابتة. وبالتالي فإن العدد الكلي للبارامترات الحرة للنموذج (و) بلغ 25 بارامترا حرا.



الشكل(3-2): نماذج عاملية مختلفة وظفت لتبيان طريقة إحصاء عدد البارامترات الحرة لكل منها

يبقى الآن أن نرجع إلى المثال الذي سنطبق عليه خطوات اختبار النموذج العاملي التوكيدي، والذي سبق أن تطرقنا إليه عند معالجة المرحلة الأولى: مرحلة تحديد النموذج والذي لخصه الرسم التخطيطي في الشكل (3←1). وقبل أن نقوم بإحصاء عدد بارامتراته الحرة، نهيب بالقارئ أن يحاول بنفسه تحديد عدد البارامترات قبل الاطلاع على الإجابة.

بالرجوع للشكل (3-1) السابق، يعتبر العاملان الكامنان: العصابية والانبساطية متغيرين كامنين مستقلين (تنطلق منهما أسهم إلى مؤشراتهما ولا تنتهي عندهما أسهم)، وتعتبر أخطاء قياس المؤشرات متغيرات مستقلة (تنطلق منها الأسهم إلى المؤشرات). إذن لدينا 10 متغيرات مستقلة أي بارامترات تحتاج إلى تقدير لحد الآن (تباين عاملين، و8 متغيرات تتعلق بالخطأ).

وليتذكر القارئ بأن العلاقات الدالة على التغاير أو الارتباط بين المتغيرات الملاحظة المستقلة أو المتغيرات الكامنة المستقلة تعتبر بارامترات النموذج، وتمثل عادة بأسهم محدبة (وأحيانا مستقيمة) مزدوجة الاتجاه. وفي الشكل السابق يوجد ارتباط بين العاملين (السهم المزدوج المقوس) وبالتالي يعتبر بارامترا يحتاج إلى تقدير.

وكذلك فإن كل التشبعات التي تربط المتغيرات الكامنة أو العوامل الكامنة بمؤشراتها تعتبر بارامترات النموذج. إلا إذا افترض الباحث أن بعضها يساوي صفرا (أي لا توجد)، أو أن بعضها يساوي قيمة محددة كأن يجعل الباحث أحد تشبعات المؤشرات على المتغير أو العامل الكامن الأول يساوي الواحد الصحيح لتحديد وحدة القياس للعامل الكامن.

وبالرجوع إلى الشكل(3-1) نجد أربعة تشبعات (أسهم تنطلق من العصابية إلى مؤشراتها الأربعة)، وسيعمل الباحث على تثبيت إحداها بتعيين القيمة واحد لها وذلك لتحديد وحدة القياس للعامل الكامن: العصابية. وبعد هذا التثبيت تبقى 3 تشبعات أي بارامترات حرة. وبالمثل، نجد أربع تشبعات للمؤشرات على العامل الكامن:الانبساطية، وعمل الباحث على تثبيت إحداها بتعيين القيمة واحد لها وذلك

لتحديد وحدة القياس للعامل. وبعد هذا التثبيت تبقى 3 تشبعات تحتاج إلى تقدير أي بارامترات حرة. إذن توجد 6 بارامترات حرة تحتاج إلى تقدير تتعلق بالتشبعات كلها.

يظهر مما سبق، أن نوع وعدد البارامترات التي تحتاج إلى تقدير هي: عاملان، 8 أخطاء قياس، ارتباط واحد بين العاملين، 6 تشبعات، والمجموع 17 بارامترا حرا في النموذج التي تحتاج إلى تقدير. إذن النموذج يحتاج على الأقل إلى 17 وحدة معلوماتية يجب أن تتوفر في البيانات لكي يتسنى تقدير هذه البارامترات.

بعد أن نقوم بإحصاء عدد البرامترات الحرة في النموذج والتي تمثل كم المعلومات التي يحتاج إليها النموذج لاختبار صحته، تأتي الخطوة التالية المتمثلة في تحديد كم المعلومات غير المتكررة المتوفرة في بيانات العينة حتى يتسنى لنا المقارنة بين كم المعلومات التي يحتاج إليها اختبار النموذج وكم المعلومات التي وفرتها البيانات الأمبيريقية لكي نتعرف على طبيعة تعيين النموذج المفترض: هل هو دون التعيين، أو معين أي مشبع، أو متعدي التعيين.

وقضية التعيين ضرورية جدا للانتقال إلى المرحلة الثالثة التي تتعلق بحساب أو تقدير بارامترات النموذج، إذ أن الحزم الإحصائية المتخصصة بالمعادلات البنائية تتوقف عن تقدير البارامترات الحرة للنموذج عندما يكون النموذج العاملي المفترض غير معين أو دون التعيين. وأنها لا تزود مستعملها بمؤشرات المطابقة (التي سندرسها في المرحلة الرابعة) عندما يكون النموذج معينا بكل بساطة أو مشبعا. **والوضع الطبيعي والأفضل من حيث التعيين أن يكون النموذج متعدي التعيين.**

لمعرفة كم المعلومات التي تتوفر عليها بيانات العينة، وبتعبير فني وأدق، لمعرفة عدد العناصر غير المتكررة في مصفوفة التباين والتغاير للعينة نطبق المعادلة البسيطة التالية:

[عدد المؤشرات × (عدد المؤشرات + 1) / 2]

وبالرجوع إلى الشكل(3-1)، نلاحظ أن عدد المؤشرات (المتغيرات المقاسة أو الملاحظة: N1-N4, EXT1-EXT4) ثمانية، وبالتالي فعدد عناصر المعلومات غير المتكررة في مصفوفة التباين والتغايربين المؤشرات المقاسة 36 [8×9/ 2] بمعنى

المصفوفة تحتوي على 8 تباينات توجد في خلاياها القطرية و28 تغايرا توجد في خلايا المثلث السفلي للمصفوفة لأن خلايا المثلث العلوي تكرار لقيم خلايا المثلث السفلي ولذلك تهمل للإبقاء فقط على عناصر (قيم) مصفوفة المؤشرات المقاسة للعينة غير المتكررة.

ثم ننتقل بعد ذلك إلى حساب **درجات الحرية لمعرفة نوع تعيين النموذج**، علما بأن النموذج دون التعيين ينطوي على درجات حرية سالبة، أي يفتقر إلى العدد الكافي إلى درجات الحرية. والنموذج المعين بكل بساطة أو المشبع عدد درجات حريته يساوي صفرا، أي لا توجد وفرة في درجات الحرية في النموذج المفترض ولا يوجد نقص منها. في حين أن النموذج المتعدي التعيين فيحتوى على عدد موجب من درجات الحرية، وبتعبير آخر ينطوي على وفرة منها.

ولمعرفة عدد درجات الحرية ما إذا كانت سالبة (وبالتالي النموذج غير معين) أو تساوي صفرا (وبالتالي النموذج مشبع) أو موجبة (وبالتالي النموذج متعدي التعيين)، نقوم بطرح عدد البرامترات الحرة التي أحصيت في النموذج النظري من عدد العناصر غير المتكررة في مصفوفة التباين والتغاير للعينة (عدد وحدات المعلومات المتوفرة في بيانات العينة)، أي نستعمل العلاقة البسيطة التالية:

عدد درجات الحرية = عدد القيم غير المتكررة لتباين وتغاير مصفوفة المؤشرات المقاسة أو العينة — عدد البارامترات الحرة للنموذج المفترض

وبالرجوع إلى مثالنا، نجد أن عدد عناصر المعلومات غير المتكررة في مصفوفة التباين والتغاير بين المؤشرات المقاسة 36، وأن عدد البرامترات في النموذج التي تحتاج إلى تقدير أي عدد عناصر المعلومات التي يحتاجها النموذج (17) وبالتعويض في معادلة درجات الحرية تكون نتيجة الطرح +19.

إذن هل النموذج الموضح في الشكل (3-1) غير معين، أو مشبع، أو متعدي التعيين؟ بما أن درجات الحرية موجبة وقيمتها (+19) فإن النموذج يعتبر متعدي التعيين overidentified، علما أن نوع التعيين الأفضل أن يكون النموذج قيد الدراسة متعدي التعيين، وبالتالي نستمر في اختبار النموذج.

المرحلة الثالثة: تقدير بارامترات النموذج العاملي المفترض أو النظري

Model Parameter Estimation

للحفاظ على التسلسل المنطقي لمعالجة مادة كل مرحلة، يستحسن معالجة موضوعين أساسين لتوضيح هذه المرحلة:

أولا: موضوع تقدير البرامترات الحرة مع طرق تقدير هذه البارمترات.

ثانيا: موضوع وضع ملف التعليمات التي تتطلب الحزمتين الإحصائيتين المتخصصتين: حزمة ليزرل LIZREL وحزمة إكس EQS، حتى يتسنى للحزمتين تقدير بارامترات النموذج العاملي المفترض، وحساب مؤشرات المطابقة له.

سنتطرق أولا إلى عملية تقدير البارامترات الحرة، وإلى طرقها المختلفة، ثم ننتقل إلى كيفية تجهيز ملف التعليمات أو الأوامر استعدادا لتحليلها باستعمال حزمة ليزرل، ثم ننتقل بعد ذلك إلى طريقة تجهيز ملف الأوامر حتى يتسنى استعمال حزمة إكس لتحليل البيانات ولاختبار صحة النموذج العاملي المفترض.

عملية تقدير البارامترات الحرة وطرقها

لاحظنا فيما سبق أن النماذج المفترضة تحتوي على بارامترات حرة تحتاج إلى تقدير قيمها، ومن أمثلة ذلك تشبعات المؤشرات على العوامل الكامنة، وأخطاء هذه المؤشرات، والارتباطات البينية (تغاير) المتغيرات أو العوامل الكامنة إن كان النموذج نموذجيا عامليا، أما إذا استعمل النموذج أو النماذج العاملية في النموذج البنائي، فتتمثل البارامترات الحرة في العلاقات الارتباطية البينية (التغاير) بين المتغيرات الكامنة المستقلة، والمسارات التي تصل بين المتغيرات الكامنة المستقلة والمتغيرات الكامنة التابعة، وأيضا المسارات التي تصل بين المتغيرات الكامنة بمتغيرات كامنة أخرى. وبواقي التباين في المتغيرات الكامنة التابعة التي لم تقو المتغيرات الكامنة المستقلة على تفسيرها والتي تدعى ببواقي التباين غير المفسر.

فوظيفة التقدير إيجاد قيم عددية لهذه البارامترات الحرة في النموذج بحيث أن مصفوفة البيانات المشتقة من النموذج (مصفوفة التباين والتغاير للنموذج المفترض) تكون قريبة جدا من بيانات العينة، أي من مصفوفة التباين والتغاير للعينة التي تمثل

الإطار المرجعي الذي ينبغي أن يعيد النموذج المفترض إنتاجها بدقة لكي يكون نموذجا نظريا متطابقا مع بيانات العينة.

إن الهدف من تقدير قيم البارامترات الحرة للنموذج المفترض الوصول إلى أقصى تقليص للفروق بين قيم عناصر مصفوفة التباين والتغاير للعينة (والتي يرمز لها ب: S) وقيم العناصر التي تناظرها في مصفوفة التباين والتغاير التي تولدت عن النموذج المفترض (والتي يرمز لها بسيجما: Σ).

لا بد من إيجاد وسيلة رياضية تمكننا من إيجاد قيم تقديرية لكل بارمتر حر في النموذج المفترض والذي ـ نتيجة ذلك ـ تنتج عنه مصفوفة تباين وتغاير: Σ بحيث تكون عناصر مصفوفة النموذج المفترض، وبالتالي قيم بارامتراته المقدرة، أقرب ما يمكن من قيم عناصر مصفوفة التباين والتغاير للعينة، أي تعكس المعلومات لتي تنطوي عليها العلاقات بين المتغيرات أو المؤشرات المقاسة. وبتعبير آخر، ينبغي أن نبحث عن معادلات رياضية تستهدف قياس المسافة الفارقة التي تفصل بين مصفوفة النموذج ومصفوفة العينة، بحيث أنه كلما تقلصت المسافة الفارقة بينهما كلما دل ذلك على أن النموذج اقترب كثيرا من تمثيل بيانات العينة. وتدعى هذه الطرق الرياضية الرقمية بدوال التوفيق أو المطابقة fitting functions، وتهدف إلى تقدير البارامترات الحرة للنموذج المفترض محققة في نفس الوقت أقصى تقارب بين قيم عناصر المصفوفة Σ (مصفوفة التباين والتغاير القائمة على النموذج المفترض بعد تقدير بارامتراته الحرة) ومصفوفة S (مصفوفة التباين والتغاير بين المؤشرات المقاسة أي بيانات العينة). وتختلف طرق تقدير بارامترات النموذج المفترض، وتختلف باختلافها دوال التوفيق أو المطابقة (أي طرق تقدير البارامترات) بحيث إن لكل طريقة في التقدير دالة توفيقية خاصة بها. أي أن هذه الدوال التوفيقية تمثل طرق أو عمليات تقدير معالم أو بارمترات النموذج المفترض.

وتوفر الحزم الإحصائية المختصة عدة طرق للتقدير، فحزمة "ليزرل" مثلا توفر سبع طرق لتقدير بارامترات النموذج وهي:

1. المتغيرات الذرائعية أو الوسيلية Instrumental Variables وتعرف بالاسم المختصر: (IV).
2. طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين أو طريقة المربعات الدنيا الثنائية المراحل Two-Stage Least Squares ، وتسمى اختصارا : (TSLS).
3. طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة، أو طريقة المربعات الدنيا غير الترجيحية Unweighted Least Squares، وتعرف اختصارا : (ULS).
4. طريقة المربعات الصغرى المعممة Generalized Least Squares، وتسمى اختصارا (GLS).
5. طريقة الاحتمال الأقصى (طريقة أقصى احتمال)، أو طريقة أقصى الأرجحية Maximum Likelihood، وتسمى اختصارا: (ML).
6. طريقة المربعات الصغرى الموزونة عموما Generally Weighted Least Squares، وتسمى اخصارا (WLS).
7. طريقة المربعات الصغرى الموزونة قطريا Diagonally Weighted Least Squares، وتسمى اختصارا (DWLS).

فطريقة المتغيرات الذرائعية أو الوسيلية (IV)، وطريقة المربعات الصغرى (TSLS) طريقتان سريعتان، لا تقومان على تقدير البارامترات بعد محاولات عديدة non-iterative ، كما أنها طريقة تستعمل المعلومات الجزئية limited-information techniques على خلاف الطرق التي سنتطرق إليها والتي تقوم على استعمال كامل المعلومات full-information techniques.

وسميت بالطرق القائمة على المعلومات الجزئية لأنها تعمل على تقدير معادلة كل بارامتر على حدة، بدون الاستعانة بالمعلومات المكملة التي يمكن اشتقاقها من معادلات البارامترات الأخرى في النموذج. ولما كانت لا تعتمد على منظومة المعادلات الأخرى لتقدير البارامترات الحرة للنموذج، وإنما تعالج كل معادلة على حدة، فإن هذه الخاصية أمدت الطريقتين السابقتين بحصانة ومقاومة عندما يفتقر النموذج إلى بعض البارامترات أو المتغيرات الضرورية. غير أنها من الناحية الإحصائية

أقل فعالية من الطرق الأخرى التي تقوم على كافة المعلومات، والتي تقدر جميع بارامترات معادلات النموذج في آن واحد بحيث تستغل معلومات نظام المعادلات كلها في تقدير كل بارامتر.(Raykov & Marcoulides, 2006, Diamantopoulos, & Siguaw, 2000).

وتستعمل هاتان الطريقتان في حساب القيم الابتدائية starting values/initial values للطرق الأخرى التي سنتطرق إليها التي تقوم على عدة محاولات لتحقيق تقدير نهائي للبرامترات الحرة. وهذه الطرق الأخيرة تحتاج في البداية إلى قيم استهلالية أو ابتدائية يبتدأ بها لتقدير بارامترات النموذج. والطريقتان السابقتان تزودان هذه الطرق الأخيرة بهذه القيم الابتدائية.

أما الطرق الخمسة الأخرى: طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة (ULS)، وطريقة المربعات الصغرى المعممة (GLS)، وطريقة الاحتمال الأقصى (ML)، وطريقة المربعات الصغرى الموزونة (WLS)، وطريقة المربعات الصغرى الموزونة قطريا (DWLS)، فهي طرق تقوم على المعلومات الكاملة بحيث تعمل على معالجة منظومة المعادلات التي ينطوي عليها النموذج لتقدير البارامترات الحرة في آن واحد، ولذلك فهي أكثركفاءة من الناحية الإحصائية من الطريقتين السابقتين. غير أنها تعتبر أقل مقاومة، وأكثر قابلية للتأثر بأخطاء تصميم النموذج عند افتقاره إلى بارامترات أو متغيرات مناسبة specification errors. ذلك أن تقدير كل بارامتر يعتمد على البارامترات الأخرى في النموذج، وبالتالي فإن تقديره يتأثر بالخلل الذي قد يوجد في معادلات بارامترات النموذج.

كما أن هذه الطرق تشترك في الاحتياج إلى عدة محاولات للوصول إلى قيم تقديرية مناسبة للبارامترات iterative estimation. أي تبدأ بقيم أولية للبارامترات التي تكون غالبا غير مناسبة لتقليص الفرق بين مصفوفة البيانات للنموذج ومصفوفة البيانات للعينة (البيانات الأصلية)، وباستعمال آليات معينة للبحث الرقمي (والتي قد تختلف من طريقة لأخرى)، وتكرار هذه العملية عدة مرات إلى أن تصل إلى قيم للبارامترات تحقق أقصى تقارب ممكن بين المصفوفتين، بحيث لا تقوى المحاولات اللاحقة الأخرى على تحقيق هذه الدرجة من التقارب أو التشابه بين المصفوفتين، أي

لا تستطيع أن تحسن من تقارب مصفوفة النموذج ومصفوفة العينة بمقدار (1.000000) [أي بواحد من مليون وتمثل القيمة الافتراضية لتقليص المسافة الفارقة بين مصفوفة بيانات النموذج Σ ومصفوفة البيانات الأصلية للعينة S]. فتتوقف محاولة البحث عن قيم للبارامترات عند تحقيق هذه المستوى من التشابه أو التقارب بين بيانات النموذج والبيانات الأصلية، عقب عدد من المحاولات، بحيث تعجز المحاولات اللاحقة عن تحقيق مستوى تقارب أفضل مما تم تحقيقه convergence reached.

إن دالة المطابقة، أو طريقة تقدير البارامترات الافتراضية التي تستعملها أغلب الحزم المتخصصة (إذا لم يعين المستعمل طريقة أخرى)، تتمثل افتراضا أو تلقائيا في طريقة الاحتمال الأقصى (ML). وتزود هذه الطريقة مستعملها بتقديرات دقيقة لبارامترات النموذج عند توفر خاصية التوزيع الطبيعي المتعدد في البيانات، وتحتفظ بدقة أدائها (تقديرها للبارامترات) حتى في حالة وجود قدر معتدل من الابتعاد بين توزيع الدرجات عن التوزيع الطبيعي. كما أن هذه الطريقة تمتاز بوجود ترسانة من مؤشرات المطابقة ومؤشرات إحصائية أخرى قائمة على استعمالها دون الطرق الأخرى في تقدير البارامترات.

إن طريقة الاحتمال الأقصى تزود الباحث بقيم الأخطاء المعيارية Standards errors لكل البارامترات التي يتم حسابها بهذه الطريقة. وتفيد الأخطاء المعيارية في تقدير اختبارات الدلالة الإحصائية للبارمترات المقدرة، وأيضا لتحديد دقة قيم البارامترات المقدرة باستعمال مستويات الثقة 95 أو 99 بالمائة (حدود أو مجال الثقة 95٪ مثلا يساوي قيمة البارامتر المقدر ± [الخطأ المعياري * 1.96]). كما أن دالة الاحتمال الأقصى (F_{ML}) تستعمل في حساب عديد من مؤشرات المطابقة.

إن دالة الاحتمال الأقصى (F_{ML}) تقوم عل جملة من الافتراضات وهي:

1. يجب أن يكون حجم العينة كبيرا.
2. إن مؤشرات النموذج يجب أن تكون ذات مستوى قياس متصل scale continuous (أي أن تكون فترية interval أو نسبية ratio)، أو قريبة جدا من القياس المتصل (مثال ذلك فقرات الاتجاهات التي تصاغ على شاكلة ليكرت والتي

تحتوي على فئات كافية كأن تكون خمس فئات: موافق تماما، موافق، موافق إلى حد ما أو محايد، غير موافق، غير موافق إطلاقا؛ أو تحتوي على أكثر من خمس فئات أو مستويات كأن تكون سبع أو تسع مستويات . فهذه المتغيرات تعتبر أساسا متغيرات ذات مستوى قياس رتبي ordinal ، لكن يمكن اعتبارها تجاوزا متغيرات متصلة فترية).

3. إن توزيع درجات المؤشرات المقاسة في النموذج ينبغي أن تكون ذات توزيع متعدد معتدل. لكن الانحراف البسيط عن التوزيع المعتدل لا يؤثر في دقة التقديرات التي تنجزها دالة الاحتمال الأقصى(& Kline, 2005; Raykov Marcoulides, 2006).

ونظرا لأهمية خصائص طريقة الاحتمال الأقصى، يوصي بعض المتخصصين باستعمال هذه الطريقة في جميع الأحوال. وفي حالة عدم توفر بعض مسلمات هذه الطريقة في البيانات، يمكن اللجوء إلى نتائج الطرق الأخرى البديلة في التقدير، ويورد الباحث في تقريره تلخيصا لنتائج الطرق البديلة في التقدير في حالة اختلافها أو تناقضها مع نتائج طريقة الاحتمال الأقصى. أو تذكر في الهامش إذا وافقت نتائج طرق التقدير البديلة نتائج طريقة الاحتمال الأقصى (Hoyle & Panter, 1995).

لكن ماذا لو كان توزيع البيانات غير معتدل؟

يفضل ـ في هذا السياق ـ استعمال الطرق الأخرى البديلة التي تحتفظ بدقة أدائها عندما يحيد التوزيع المتعدد للبيانات عن التوزيع الطبيعي. ومن هذه الطرق التي لا تتأثر بالتوزيع المتعدد غير المعتدل للبيانات طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة (ULS) وطريقة المربعات الصغرى المعممة (GLS).

وتهدف طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة (ULS) إلى تحقيق أقصى تقليص لمجموع مربعات الفروقات بين عناصر مصفوفة النموذج وعناصر مصفوفة العينة مع إهمال العناصر القطرية للمصفوفتين. غير أن هذه الطريقة تعتمد على وحدات القياس الأصلية للمتغيرات، وتتغير نتائجها عند اختلاف وحدات قياس المؤشرات، ولا يصلح استعمالها إلا في حالة تشابه وحدات القياس الأصلية للمتغيرات. ولذلك

ينبغي أن يقتصر استعمالها في حالة مصفوفة الارتباطات (لأن الارتباطات تقوم على وحدة معيارية موحدة) بين المؤشرات للعينة بدلا من استعمال مصفوفة التغاير(Comrey & Lee, 1992).

وتتميز هذه الطريقة عن دالة الاحتمال الأقصى أن عملية تقدير البرامترات تتواصل حتى في الحالة التي تكون فيها مصفوفة الارتباطات غير موجبة التحديد not positive definite (أي أن بعض جذورها الكامنة التي تدل على مقدار التباين المفسر تكون سالبة الإشارة، علما بأن قيم الجذور الكامنة يجب أن تكون كلها موجبة)، في حين أن عملية تقدير البارامترات بطريقة الاحتمال الأقصى لا تستمر بل تتوقف، وتصدر الحزمة الإحصائية المستعملة إشعارا بوجود خطأ يتمثل في كون المصفوفة غير موجبة التحديد(Pett, Lackey & Sullivan, 2003).

وأخيرا، من مزايا هذه الطريقة إمكانية استعمالها عندما يكون التوزيع المتعدد للبيانات غير معتدل (Nunnally & Bernstein,1994).

أما طريقة المربعات الصغرى المعممة (GLS) فتستهدف هي الأخرى تقليص الفرق بين مجموع مربعات الفروق بين عناصر مصفوفة النموذج وعناصر مصفوفة العينة. وتختلف عن طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة (ULS) أن عناصر المصفوفة الارتباطية تحول إلى معاملات ارتباطات موزونة عن طريق معكوس تباينها الخاص inverse of their uniqueness. ومعنى ذلك أن المؤشرات التي ترتبط ارتباطا مرتفعا بالمؤشرات الأخرى، والتي يكون مربع معامل الارتباط المتعدد (معامل التحديد المتعدد:R^2) لها مرتفعا يعطى له وزن أكبر من المؤشرات التي معامل تحديدها المتعدد منخفض. وهذه الطريقة ـ شأنها في ذلك شأن طريقة الاحتمال الأقصى ـ لا تعتمد نتائجها على وحدات القياس الأصلية للمتغيرات. ودلالة هذه الخاصية أن تقديراتها لبارامترات النموذج لا تختلف سواء أكانت مصفوفة البيانات مصفوفة تغاير أو مصفوفة ارتباطات (Pett, Lackey & Sullivan, 2003). وتمتاز هذه الطريقة عن دالة الاحتمال الأقصى بعدم تأثر أدائها سواء أكان التوزيع المتعدد للبيانات معتدلا أم غير معتدل.

وأخيرا، فإن طريقة المربعات الصغرى الموزونة (WLS)، وطريقة المربعات الصغرى الموزونة قطريا (DWLS)، تتميزان بعدم قيامهما على مسلمات تتعلق بتوزيع بيانات المتغيرات أو المؤشرات الملاحظة أو المقاسة. ولذلك فهي تندرج في زمرة طرق التقدير الحرة التوزيع القائمة على العينة الواسعة –asymptotic distribution free estimators (وتسمى بالاسم المختصر التالي: ADF) . غير أن هذه الطريقة تتطلب أن تكون العينة واسعة (لا تقل عن 1000 فردا) (Diamantopoulos, & Siguaw, 2000).

وتجدر الإشارة إلى أننا سنستعمل ـ أسوة بالحزم الإحصائية المتخصصة ـ طريقة الاحتمال الأقصى في تقدير بارامترات النماذج المفترضة التي نعالجها في الأمثلة التوضيحية للكتاب (الطريقة الافتراضية وبالتالي لا حاجة لذكر اسمها). أما إذا استعملنا طريقة بديلة لطريقة الاحتمال الأقصى في تقدير بارامترات النموذج النظري فسيتم ذكر اسم الطريقة ودواعي استعمالها.

بعد أن تعرفنا على طرق تقدير بارامترات النموذج (دوال المطابقة أو التوفيق المختلفة)، ينتقل النموذج المفترض من الوضع الذي تكون فيه كثير من بارامتراته أو العلاقات التي يفترضها مجهولة، إلى الوضع الجديد الذي تكون فيه هذه العلاقات معلومة. وعند هذا المستوى من التحليل، أي بعد تقدير قيم العلاقات التي يحتوي عليها النموذج، يبرز السؤال الهام التالي: **هل النموذج المفترض الذي يتكون من العلاقات التي تم قياسها أو تقديرها يمثل بيانات العينة (مصفوفة التباين والتغاير بين المؤشرات المقاسة) وبالتالي فهو يتمتع بمطابقة جيدة للبيانات أو المعلومات التي تم الحصول عليها في البحث، أو لا يمثل بيانات عينة الدراسة، الأمر الذي يدل على عدم صحة النموذج المفترض؟**

للإجابة عن السؤال، من الضروري أن نتعرف على مؤشرات المطابقة، ولا سيما تلك التي اعتمدتها الحزم الإحصائية المتخصصة. وهذا ما سنعالجه في الفصل الثالث.

تجهيز ملف التعليمات بلغة سمبليس Simplis لحزمة ليزرل Lizrel

لحساب مؤشرات المطابقة وتقدير بارامترات النموذج المفترض سنستعمل في المثال حزمة ليزرل. وهي من الحزم الإحصائية المتوفرة المتخصصة في التحليل الإحصائي للنمذجة بالمعادلات البنائية. وتوفر حزمة ليزرل لغتين لكتابة الأوامر وهما:

1. **لغة ليزرل**: وتقوم على الاختصارات واستعمال الحروف اليونانية، وتنظيم عناصر بيانات البارامترات في مصفوفات، ولذلك ارتبطت لغة الأوامر هذه بنوع من الصعوبة.
2. **لغة سمبليس SIMPLIS**: ومع ظهور حزم إحصائية متخصصة أخرى منافسة اتسمت باستعمال لغة أوامر سهلة ومرنة اضطر القائمون على حزمة "ليزرل" إلى استحداث لغة بسيطة ومرنة بجانب لغة ليزرل أسموها بـ"سمبليس" *Simplis*، وهي التي سنستعملها عند استعمال حزمة ليزرل.

سنتعرف أولا على الهيكل المنطقي أو وحدات التعليمات التي تشكل أساس ملف التعليمات للغة سمبليس، وبعد ذلك نقوم بتجهيز ملف التعليمات للمثال الحالي.

ينطوي ملف التعليمات بلغة سمبليس على ستة مكونات أساسية وهي:

أ. Title (العنوان).

ب. Observed Variables(المتغيرات الملاحظة أوالمقاسة).

ج. (Form of input data)(طريقة تجهيز البيانات).

د. Number of cases (عدد الحالات).

هـ. Latent variables or unobserved variables (المتغيرات الكامنة).

و. Model structure (بنية النموذج الذي سيختبر).

إن المكون الأول: Title اختياري لكنه مهم جدا. ويفضل استعمال علامة التعجب (!) في بداية كل سطر للعنوان أو عندما يراد كتابة تعليقات أو توضيحات. والبرنامج لما يصادف علامة التعجب فإنه يقفز مباشرة إلى سطر التعليمات التالية Observed Variables، مهملا أسطر التعليقات أو التوضيحات أو المعلومات التي تبدأ أسطرها بعلامة التعجب.

يلي العنوان تعليمة: Observed Variables وقد يستعمل أحيانا التعبير Labels وتدل على الأسماء (ويمكن أن تكون أحرفا مختصرة) للمتغيرات المقاسة التي تم جمع بيانات عنها في جدول البيانات. ويجب أن ترد أسماء المتغيرات بنفس ترتيبها في جدول البيانات. ثم إن البرنامج يأخذ بعين الاعتبار الحروف الثمانية الأولى لكل اسم من أسماء المتغيرات.

وبعد تعريف البرنامج بالمتغيرات المقاسة، يتم تحديد طريقة إدخال جدول البيانات. أي أن التعليمات المتعلقة بالبيانات يجب أن تلي مباشرة المتغيرات المقاسة (Observed Variables) أو (Labels). لكن إذا كانت البيانات بشكل خام موجودة في ملف خاص خارجي فيصاغ الأمر كما يلي: Raw data from file ثم يحدد موقع ملف البيانات الخارجي. أما إذا أريد إدراج البيانات في ملف التعليمات ذاته فيذكر التعبير التالي: Raw data بالنسبة للبيانات الخام أو عبارة: correlation matrix إذا كانت البيانات مصفوفة الارتباطات، أو عبارة covariance matrix إذا كانت البيانات مصفوفة التغاير.

ثم يتم تحديد حجم العينة باستعمال العبارة: Numbers of cases، ثم يكتب عدد أفراد العينة بعد علامة تساوي أو بعد فراغ أي في السطر الموالي.

ويلي حجم العينة العبارة التالية: Latent Variables أو عبارة Unobserved Variables وذلك لإيراد أسماء المتغيرات الكامنة أي العوامل الكامنة موضوع الدراسة.

ثم تعقب ذلك إحدى التعبيرات التالية: relationships أو Equations أو Paths لتحديد المعادلات التي تدل على العلاقات بين المتغيرات المقاسة بعاملها،

وعلاقة متغير كامن بمتغير كامن، والارتباطات بين العوامل، والارتباطات بيّن أخطاء قياس المؤشرات المقاسة.

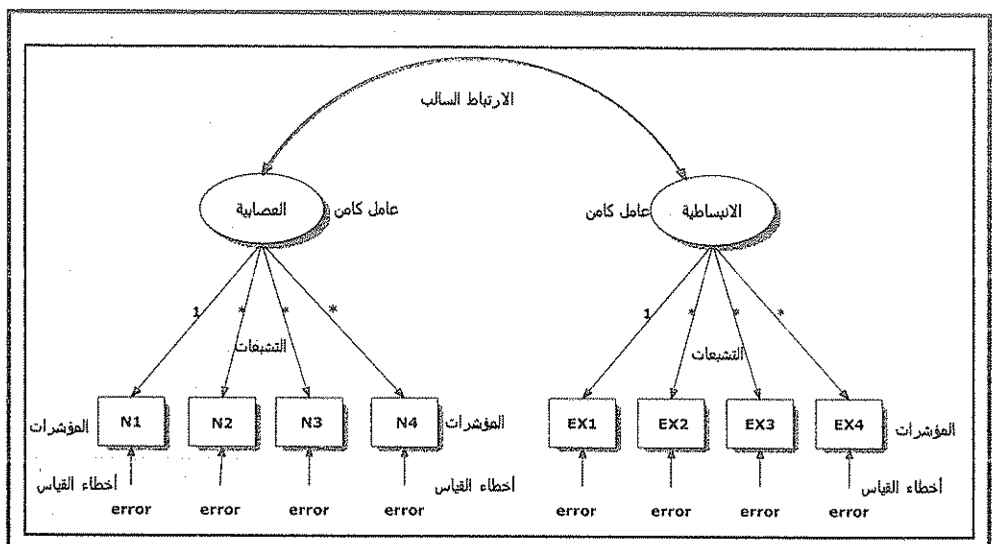
فإذا استعملنا الأمر: relationships أو Equations بدلا من الأمر Paths فتذكر يسار إشارة التساوي المتغيرات التابعة (مثلا المؤشرات المقاسة باعتبارها متغيرات تابعة) ويوضع يمين إشارة التساوي المتغيرات المستقلة (العوامل، أخطاء قياس المتغيرات). مثال

S1=satisfac
S4=satisfac
S5=satisfac

تدل هذه لمعادلات على أن المتغيرات المستقلة أو المؤشرات المقاسة S1, S4, S5 تتأثر بالمتغير المستقل الكامن أو العامل الكامن: satisfac. أما إذا فضلنا صياغة نفس العلاقة باستعمال تعبير Path فإن المعادلات تتخذ الشكل التالي:

satisfac→S1
satisfac→S4
satisfac→S5

وأخيرا يمكن الإيعاز إلى البرنامج بانتهاء عبارات التعليمات بإيراد العبارة التالية: END OF PROBLEM



الشكل (3-3): النموذج العاملي المفترض الذي ينطوي على عاملي: العصابية والانبساطية. الأسهم الدالة على التشبعات التي تحتوي على نجوم تدل على البرامترات الحرة أما السهمان اللذان يحتويات على القيمة 1 فيدلان على التشبعين اللذين تم تثبيت قيمتيهما سلفا لتحديد وحدة القياس للعاملين الكامنين

بعد أن تعرفنا على المكونات الأساسية للتعليمات بلغة سمبليس لحزمة ليزرل. نستطيع الآن أن نجهز ملف التعليمات التالية لترجمة النموذج النظري الذي يعبر عنه الشكل رقم (3-3) إلى تعليمات، وستتلو البرنامج بعض التوضيحات.

```
TITLE testing the factorial model comprising 2Factors NEUROTICISM AND
EXTRAVERSION
OBSERVED VARIABLES
N1 N2 N3 N4 EX1 EX2 EX3 EX4
CORRELATION MATRIX
1.000
0.767 1.000
0.731 0.709 1.000
0.778 0.738 0.762 1.000
-0.351 -0.302 -0.356 -0.318 1.000
-0.316 -0.280 -0.300 -0.267 0.675 1.000
-0.296 -0.289 -0.297 -0.296 0.634 0.651 1.000
-0.282 -0.254 -0.292 -0.245 0.534 0.593 0.566 1.000
```



```
STANDARD DEVIATIONS
5.7 5.6 6.4 5.7 6.0 6.2 5.7 5.6
SAMPLE SIZE=250
LATENT VARIABLES NEROTICI  EXTRAVER
RELATIONSHIPS  !or one can write EQUATIONS or PATH
 N1=1* NEROTICI
 N2= NEROTICI
 N3= NEROTICI
 N4= NEROTICI
 N2= NEROTICI
 EX1=1* EXTRAVER
 EX2=  EXTRAVER
 EX3=  EXTRAVER
 EX4=  EXTRAVER
LISREL OUTPUT RS MI SC  ND=4
PATH DIAGRAM
END OF PROBLEM
```

1. السطر الأول يدل على العنوان والتعليقات
2. السطر الثاني يعلن عن أسماء المتغيرات المشاهدة والتي تمثل في النموذج المتغيرات المقاسة أو المؤشرات. وذكرت أسماء المتغيرات المشاهدة مختصرة (N1 N2 N3 N4 EX1 EX2 EX3 EX4) في السطر الثالث.
3. السطر الرابع يدل على أن البيانات هي بشكل مصفوفة ارتباطات.
4. في السطر الخامس إلى السطر الثاني عشر رصدت قيم مصفوفة الارتباطات، ويكتفي عادة بقيم المثلث السفلي مع البيانات القطرية وذلك تلافيا لتكرار البيانات في المثلث العلوي للمصفوفة.
5. في السطرين 13 نقرأ تعبير الانحرافات المعيارية متبوعا بقيم الانحرافات المعيارية في السطر 14. والسبب في إيراد الانحرافات المعيارية إلى جانب الارتباطات لتمكين الحزمة من تحويل مصفوفة الارتباطات التي تثير مشاكل أحيانا عند تقدير البارامترات إلى مصفوفة تغاير COVARIANCE MATRIX. إذا توفر الباحث على مصفوفة تغاير فيفضل أن يذكرها بدلا من مصفوفة الارتباطات. وحينئذ يستبدل السطر الرابع بأمر covariance matrix ويرصد مصفوفة قيم التغاير بدلا

من مصفوفة قيم الارتباطات في السطر الخامس إلى السطر الثاني عشر، ويمكن بالتالي حذف السطرين الثالث عشر والرابع عشركما هو موضح في الشكل التالي لنفس الأوامر، مع استبدال مصفوفة الارتباطات بمصفوفة التغاير وحذف سطري الانحرافات المعيارية:

```
!testing the factorial model comprising 2Factors NEUROTICISM AND EXTRAVERSION
OBSERVED VARIABLES
N1 N2 N3 N4 EX1 EX2 EX3 EX4
COVARIANCE MATRIX
32.4900
24.4826 31.3600
26.6669 25.4106 40.9600
25.2772 23.5570 27.7978 32.4900
-12.0042 -10.1472 -13.6704 -10.8756 36.0000
-11.1674 -9.7216 -11.9040 -9.4358 25.1100 38.4400
-9.6170 -9.2249 -10.8346 -9.6170 21.6828 23.0063 32.4900
-9.0014 -7.9654 -10.4653 -7.8204 17.9424 20.5890 18.0667 31.3600
SAMPLE SIZE=250
LATENT VARIABLES NEROTICI EXTRAVER
RELATIONSHIPS !or one can write EQUATIONS or PATH
N1=1* NEROTICI
N2= NEROTICI
N3= NEROTICI
N4= NEROTICI
N2= NEROTICI
EX1=1* EXTRAVER
EX2= EXTRAVER
EX3= EXTRAVER
EX4= EXTRAVER
LISREL OUTPUT RS MI SC ND=4
PATH DIAGRAM
END OF PROBLEM
```

1. السطر الخامس عشر يذكر حجم العينة التي قوامها 250
2. في السطرالسادس عشر ذكرت أسماء المتغيرين الكامنين، أو العاملين الكامنين: العصابية والانبساطية.

3. في السطر السابع عشر نقرأ العلاقات (بين كل عامل ومؤشراته). ووضعنا في نفس السطر تعليق ابتدأناه بعلامة التعجب، ويفيد التعليق بأنه يمكن كتابة أيضا "معادلات" أو "المسارات" في مكان "العلاقات".
4. من السطر الثامن عشر إلى السطر الخامس والعشرين ذكرت العلاقات بشكل معادلات، بحيث يوجد عند يسار إشارات التساوي المتغيرات التابعة أو المؤشرات (N1 N2 N3 N4 EX1 EX2 EX3 EX4)، ويوجد يمين إشارات التساوي المتغيران الكامنان أو العاملان الكامنان على غرار الرسم التخطيطي الموضح في بداية المثال.

لكن توجد معادلتان تختلفان عن المعادلات الأخرى. فالمعادلة N1=1* NEROTICI معناها أن أحد مؤشرات عامل العصابية ثبت تباينه بالواحد الصحيح، وذلك لتحديد وحدة القياس للمتغير الكامن العصابية. كما أن المعادلة EX1=1* EXTRAVER تدل على أن أحد مؤشرات عامل الانبساطية ثبت تباينه بالواحد الصحيح، وذلك لتحديد وحدة القياس للمتغير الكامن الانبساطية، لأن المتغيرات الكامنة تفتقر إلى وحدة قياس محددة. أما بقية المعادلات فواضحة. فمثلا المعادلة التالية N2= NEROTICI تقرا بأن المؤشر N2 (مقياس العدوانية) يتشبع على عامل العصابية NEROTICI أو المؤشر المقاس: العدوانية يؤثر فيه أو يحدد تباين عامل العصابية بالمقدار الذي يدل عليه التشبع الذي سيتم تقديره. كما تقرأ المعادلة EX2= EXTRAVER بأن المؤشر EX2 (مقياس الوداعة) يتشبع على عامل الانبساطية EXTRAVER.

5. السطر السادس والعشرون يطلب أن يتم عرض النتائج بالطريقة التي تعرض بها النتائج عند استعمال لغة أوامر ليزرل، أي تنظيم النتائج بشكل مصفوفات. حيث تدل الاختصارات: RS MI SC ND=4 على أن النتائج يجب أن تحتوي على البواقي المعيارية(RS)، ومؤشرات التعديل (MI)، وإيراد نتائج الحل المعياري التام (SC)، والسماح بأربعة أرقام بعد الفاصلة (ND=4). وإذا أردنا عرضا آخر للنتائج بشكل معادلات فيحذف هذا السطر.

6. وفي السطر السابع والعشرين يتعلق الأمر بطباعة الرسم التخطيطي لمسارات النموذج العاملي.
7. السطر الأخير يدل على نهاية الأوامر.

تجهيز ملف التعليمات بلغة حزمة "إكس" EQS

حزمة "إي كيو إس" وتنطق "إكس" هي أحدى الحزم أو البرمجيات الإحصائية القوية المتخصصة في النمذجة بالمعادلات البنائية، وتتميز بقوتها وشمولها. وهي من الرزم الإحصائية التي أحرجت رزمة ليزرل العريقة لاستحداثها لطريقة بسيطة ومنطقية لوضع التعليمات لتحليل البيانات، لا تستخدم منطق المصفوفات، والرموز الإغريقية المربكة للقارئ كما كانت عليه لغة ليزرل الأصلية لوضع التعليمات التي تغرق مستعملها بأنواع عديدة من المصفوفات، وعدد كبير من الرموز الإغريقية. والتي كانت مثار شكوى لعديد من مستعمليها. لكن مع النجاح التي أحرزته حزمة "إكس" في منهجية كتابة ملف التعليمات باستعمال اللغة العادية، وبعيدا عن الرموز الإغريقية، وبعيدا عن استعمال المصفوفات في تنظيم ووضع التعليمات، ثم إن حزمة "إكس" - في اعتقادي - تتفوق على ليزرل في بناء برنامج التعليمات بالطريقة التفاعلية. إذ وفق مصمموها في تبسيطها إلى درجة كبيرة، وفي سرعة إنجاز التحليل مقارنة بالخطوات التي تقوم عليها الطريقة التفاعلية في بناء برنامج التعليمات لحزمة ليزرل، التي مازالت في تقديري طويلة، وذات خطوات عديدة تحتاج إلى اختزال، وتستغرق وقتا طويلا مقارنة بالطريقة التفاعلية لحزمة "إكس".

تقوم طريقة التعليمات المعتمدة في "إكس" على مجموعة من التعليمات أو الأوامر الأساسية، بحيث يبدأ كل أمر بشرطة مائلة إلى اليمين (/) وينتهي بنقطة فاصلة (؛). وكل أمر أو تعليمة تحتوي على أوامر أو تعليمات فرعية قد تستغرق بضعة أسطر. وفيما يلي توضيح مقتضب للتعليمات أو الأوامر الأساسية التي تشكل قوام ملف العليمات لحزمة "إكس".

عنوان برنامج أو ملف التعليمات يكتب على النحو التالي:

/TITLE................................. ;

وترمز النقاط إلى نص العنوان، وينبغي ألا ننسى أن ننهي نص العنوان بنقطة فاصلة لأنها تدل على انتهاء أمر العنوان وبداية الأمر الجديد الموالي.

أمر البيانات، ويبدأ هذا الأمر بكلمة /SPECIFICATIONS ثم تحدد الأوامر الفرعية بحيث يكتب كل أمر في سطر. ومن هذه الأوامر الفرعية: ...=VARIABLES لتحديد عدد المتغيرات أو المؤشرات المقاسة، والأمر الفرعي:...=CASES لتحديد عدد الحالات أو حجم العينة، والأمر الفرعي: ....=METHOD لتحديد طريقة تقدير البرامترات الحرة للنموذج. وتعتبر طريقة التقدير المسماة طريقة الاحتمال الأقصى Maximum Likelihood الطريقة الافتراضية، بمعنى إذا استعمل الباحث طريقة تقدير أخرى لا بد من إدراج هذا الأمر في ملف التعليمات، أما إذا استعمل طريقة التقدير الافتراضية فلا حاجة لإدراج هذا الأمر. وأيضا يدرج الأمر الفرعي: ...=MATRIX وتدل على مصفوفة البيانات. ومصفوفة البيانات الافتراضية في حزمة "إكس" هي مصفوفة التغاير Matrix of covariances ولذلك لا حاجة إلى ذكر هذا الأمر الفرعي لمصفوفة التغاير. أما إذا كانت مصفوفة الارتباطات فتدرج كما يلي: Matrix = CORRELATION وإذا كان ملف البيانات قيم خام وليس مصفوفة تغاير أو مصفوفة ارتباطات فيشار إلى ملف البيانات الخام كما يلي: Matrix = Raw. أما إذا كان ملف البيانات في ملف آخر فيشار إليه كما يلي: .... =DATA/ والنقاط تشير إلى ضرورة تحديد موقع ملف البيانات. وقد يدرج أيضا الأمر الفرعي =ANALYSIS لتحديد نوع المصفوفة التي يراد تحليلها إذا كان الأمر الفرعي =Matrix حددت مصفوفة من نوع آخر غير مصفوفة التغاير(مثلا مصفوفة الارتباطات Matrix= CORRELATION، مصفوفة بيانات الخام Matrix=RAW).

أمر تسمية المتغيرات ....=LABELS/ وهو أمر اختياري.ويتم ذكر أسماء المتغيرات المقاسة أو المؤشرات المقاسة والمتغيرات الكامنة. والأسماء التي يضعها الباحث ينبغي ألا يتعدى عدد أحرفها ثمانية أحرف.

أمر تحديد المعادلات =EQUATIONS/ للدلالة على العلاقات الكائنة في النموذج بين المؤشرات وعواملها، وبين المتغيرات المستقلة بالمتغيرات التابعة، وبين المتغيرات التابعة ذاتها.

الأمر المتعلق بالتباين ...=VARIANCES/ ويستعمل لأخبار البرنامج بوضع التباين للمتغيرات المستقلة دون المتغيرات التابعة، هل الباحث يريد أن يقدر تبايناتها كلها أم يثبت بعضها ويبقي على بعضها الآخر حرا لتقديرها.

وأخيرا أمر التغاير ....=COVARIANCES/ وذلك لإعلام البرنامج بعلاقات التغاير أو الارتباط بين المتغيرات المستقلة كلها أو بين بعضها.

سنعمل الآن على تجهيز ملف التعليمات باستعمال رزمة "إكس" لترجمة نموذج مثالنا الذي سبق أن طبقنا عليه لغة سمبليس لليزرل.

```
TITLE
two factor model of neuroticism and extraversion
/SPECIFICATIONS
CASES=250;
VARIABLES=8;
METHODS=ML;
MATRIX=COR;
ANALYSIS=COV;
/LABELS
V1=N1; V2=N2; V3=N3; V4=N4; V5=EX1; V6=EX2; V7=EX3; V8=EX4;
F1=neurotic; F2=extrav;
/EQUATIONS
V1 =  F1 + E1;
V1 = *F1 + E2;
V1 = *F1 + E3;
V1 = *F1 + E4;
     V1 =  F2 + E5;
     V1 = *F2 + E6;
     V1 = *F2 + E7;
     V1 = *F2 + E8;
/VARIANCES
F1 TO F2 = * ;
   E1 TO E8 = * ;
/COVARIANCES
```



```
F1 TO F2 = * ;
/MATRIX
1.000
 0.767  1.000
 0.731  0.709  1.000
 0.778  0.738  0.762  1.000
-0.351 -0.302 -0.356 -0.318  1.000
-0.316 -0.280 -0.300 -0.267  0.675  1.000
-0.296 -0.289 -0.297 -0.296  0.634  0.651  1.000
-0.282 -0.254 -0.292 -0.245  0.534  0.593  0.566  1.000
/STANDARDS DEVIATIONS
5.7 5.6 6.4 5.7 6.0 6.2 5.7 5.6
/END
```

عند معاينة ملف تجهيز التعليمات نجد أنها تتوزع إلى فقرات بعضها إلزامي وبعضها الآخر اختياري، لكن من الضروري استعمالها لأنها تضفي على برنامج التعليمات لحمة منطقية حتى ولو كانت اختيارية. وفيما يلي توضيح للفقرات التي شكلت قوام برنامج التعليمات:

1. الفقرة الأولى: TITLE/ وهي اختيارية، تستعمل للدلالة على العنوان والتعليقات.
2. فقرة تعيين وتحديد البيانات SPECIFICATIONS/ (وهي إجبارية لا بد أن يحتوي برنامج التعليمات عليها) لتوضيح عدد الحالات أو حجم العينة CASES=250، وعدد المتغيرات VARIABLES=8، وطريقة تقدير بارامترات النموذج التي تجلت في طريقة الاحتمال الأقصى METHODS=ML ، ومصفوفة البيانات التي هي مصفوفة ارتباطات وليس مصفوفة التغاير الافتراضية MATRIX=COR، والبيانات موضوع التحليل التي ستكون مصفوفة التغاير ANALYSIS=COV ، على الرغم من أن البيانات المدرجة في البرنامج هي بشكل مصفوفة ارتباطات، ولذلك أضيفت تعليمة (مباشرة بعد مصفوفة البيانات قبل نهاية برنامج التعليمات) زودت البرنامج بقيم الانحرافات المعيارية حتى يتسنى للبرنامج تحويل مصفوفة الارتباطات إلى مصفوفة التغاير ليحللها.
3. فقرة أسماء أو عناوين أو المختصرات المستعملة لتسمية المتغيرات المستقلة والتابعة (متغيرات النموذج المفترض) LABELS/ وهي فقرة اختيارية لكنها ضرورية

تندرج في إطار التسلسل المنطقي لتعليمات البرنامج مما يضفي وضوحا على قراءة وفهم تعليمات البرنامج. وتنطوي الفقرة على أربعة متغيرات تابعة (أربعة مؤشرات مقاسة لعامل العصابية) N1-N4؛ وأربعة متغيرات تابعة أو مؤشرات مقاسة لعامل الانبساطية: EX1-EX4. كما يشمل على اسم العامل الأول: neurotic، واسم العامل الثاني: extrav. ولعل القارئ قد لاحظ أن البرنامج خصص تلقائيا الحرف V بأرقام تسلسلية (V1-V8) للدلالة على المتغيرات المقاسة أو الملاحظة، والحرف F بأرقام تسلسلية (F1-F2) للدلالة على العوامل الكامنة أو المتغيرات الكامنة. ولذلك إذا تم تسمية المتغيرات من طرف مستعمل البرنامج بحرف V أو حرف F أو استعمل أيضا في التسمية حرف E الذي يخصصه البرنامج للدلالة على أخطاء قياس المؤشرات المقاسة، أو حرف D التي يستعمله البرنامج تلقائيا للدلالة على بواقي التباين غير المفسر في المتغيرات الكامنة أو العوامل. فإن الحزمة تتوقف عن معالجة التعليمات.

4. وبعد فقرة التسميات تأتي فقرة هامة وإجبارية تتعلق بذكر المعادلات التي تلخص جميع علاقات النموذج EQUATIONS/ وتندرج تحت هذه الفقرة ثماني معادلات بعدد المؤشرات المقاسة.

فالمعادلة الأولى[V1=F1+E1] تدل على أن تباين المؤشر المقاس V1 (الذي يوافق في فقرة التسميات N1) يفسره العامل الكامن الأول (F1) الذي يسمى في فقرة التسميات neurotic والتباين الباقي يفسره خطأ قياس المؤشر (E1). وبتعبير آخر، إن تباين المتغير أو المؤشر المقاس الأول (V1) يحدده (يؤثر فيه) العامل الكامن الأول(F1) والخطأ (E1).

وعند المقارنة بين المعادلات الثمانية، نلاحظ أن معادلة المؤشر الأول (V1 أو N1) للعامل الأول، ومعادلة المؤشر الأول للعامل الثاني (V5 أو EX1) تخلوان من رمز النجمة (*) بخلاف المعادلات الأخرى التي تنطوي كل منها على نجمة مباشرة قبل حرف (F). وتدل النجوم على ضرورة تقدير أو حساب علاقة المؤشر بعامله، أو تشبع المؤشر على عامله، في حين أن عدم وجودها معناه أن علاقة المؤشر بعامله ثبت بقيمة معينة وهي الواحد الصحيح. معنى ذلك أنه في المعادلة

الأولى والمعادلة الخامسة ثبت تشبع المؤشر المقاس في كل منهما على عامله سلفا بقيمة الواحد الصحيح وذلك لتحديد وحدة قياس العامل الكامن، بينما أبقي على هذه التشبعات حرة طليقة في المعادلات الأخرى حتى يتسنى للبرنامج حسابها.

5. أما فقرة التباين VARIANCES/ (وهي إجبارية) فتدل على ضرورة تقدير تباينات المتغيرات المستقلة المذكورة في الفقرة. وعليه فإن التعبير [*=F1 to F2] يدل على ضرورة تقدير (وهذا معنى النجمة *) تباين العامل الأول وتباين العامل الثاني. وبالمثل يقرأ التعبير الثاني [*=E1-E8] أي ضرورة تقدير (*) تباين الأخطاء التي تتراوح من الخطأ رقم 1 إلى الخطأ رقم 8.

6. أما فقرة التغايرات COVARIANCES/ (إجبارية) فتدل على العلاقات الارتباطية التي يري الباحث ضرورة حسابها بين العوامل الكامنة أو المتغيرات الكامنة. وبالتالي يدل التعبير [*=F1 to F2] على ضرورة تقدير (*) الارتباط بين العامل الأول والعامل الثاني.

وفقرة المصفوفة MATRIX/ تدل على أن مصفوفة البيانات (الارتباطات) ستذكر في البرنامج، ولا يحال إلى موقعها في ملف خارجي. أما إذا أراد الباحث أن يحيل البرنامج إلى ملف خارجي يحتوى على البيانات المطلوبة فيجب استعمال أمر =DATA ثم يذكر بعد علامة تساوي موقع ملف البيانات. ويوضع هذا الأمر في بداية فقرة التعيين أو التحديد SPECIFCATIONS/ .

7. وأتبعت مصفوفة الارتباطات بأمر إيراد قيم الانحرافات المعيارية STANDARDS DEVIATIONS/ حتى يتسنى للبرنامج تحويل مصفوفة الارتباطات إلى مصفوفة تغاير لتحليلها. لكن لماذا تحليل مصفوفة التغاير بدلا من تحليل مصفوفة الارتباطات؟ لا ننسى أنه تم تحديد في سياق فقرة specifications/ أمر التحليل كالآتي: ANALYSIS=COV ويعني أننا نريد من الحزمة أن يتركز تحليلها على مصفوفة التغاير على الرغم من أن مصفوفة البيانات [MATRIX=COR] هي مصفوفة ارتباطات.

8. وأخيرا نصادف فقرة END/ لإنهاء برنامج التعليمات.

وفي غالب الأحيان تكون البيانات موجودة في ملف خارجي، فكيف يمكن الإحالة إليه في ملف التعليمات؟

لنفترض أن البيانات الخام للمثال الحالي موجودة في الملف المسمى اختصارا: PERSON.DAT ، ولنفرض أن مساره كالتالي:'C:\EQS\FILES\PERSON.DAT' فإن ملف التعليمات يتخذ الشكل التالي:

```
/TITLE
two factor model of neuroticism and extraversion
/SPECIFICATIONS
DATA= 'C:\EQS\FILES\PERSON.DAT' ;
CASES=250;
VARIABLES=8;
METHODS=ML;
MATRIX=RAW;
ANALYSIS=COV;
/LABELS
V1=N1;  V2=N2;  V3=N3;  V4=N4;  V5=EX1;  V6=EX2;  V7=EX3;
V8=EX4; F1=neurotic;  F2=extrav;
/EQUATIONS
V1 =   F1 + E1;
V1 =  *F1 + E2;
V1 =  *F1 + E3;
V1 =  *F1 + E4;
      V1 =   F2 + E5;
      V1 =  *F2 + E6;
      V1 =  *F2 + E7;
      V1 =  *F2 + E8;
/VARIANCES
F1 TO F2 = * ;
      E1 TO E8 = * ;
/COVARIANCES
      F1  TO  F2  =  * ;
/END
```


الخطوة الرابعة لاختبار النموذج العاملي التوكيدي: تقدير مؤشرات جودة المطابقة

- تقدير جودة مطابقة النموذج المفترض
- عينة من مؤشرات حسن المطابقة
- الجداول التصنيفية لمؤشرات جودة المطابقة
- ما هي المؤشرات الأكثر فعالية التي ينبغي استعمالها أكثر من غيرها؟
- حدود مؤشرات المطابقة
- التطبيق على المثال: نتائج مؤشرات المطابقة للنموذج العاملي المفترض

الفصل الرابع

الخطوة الرابعة لاختبار النموذج العاملي التوكيدي: تقدير مؤشرات جودة المطابقة

تقدير جودة مطابقة النموذج المفترض

Hypotesized Model Goodness of fit testing

لنتذكر أنه في الفصل الثاني استعرضنا جملة من النماذج النظرية البحثية التي تمثل تنظير الباحث ومن أمثلتها النموذج العاملي الأحادي البعد، والنموذج العاملي المتعدد، ونموذج تحليل المسارات، والنموذج البنائي. وعقب الانتهاء من وضع النموذج النظري الذي يتمثل في إحدى النماذج السابقة، يقوم الباحث بالتثبت من صحته عن طريق تقييم مدى مطابقته للبيانات. ويقصد بالمطابقة إلى أي حد استطاع النموذج أن يوظف كافة المعلومات التي تنطوي عليها البيانات الأصلية، أو إلى أي حد تمكن النموذج من تمثيل بيانات العينة بحيث لم يبتعد كثيرا عنها.

ولما كانت البيانات التي ينطلق منها التحليل لاختبار مدى مطابقة النموذج النظري (سواء أكان عامليا أم بنائيا) هي بشكل مصفوفة الارتباطات أو مصفوفة التباين والتغاير ، فإن مستوى مطابقة النموذج النظري للبيانات (مدى جودة المطابقة) يقصد بها إلى أي حد يمكن إعادة إنتاج مصفوفة البيانات من طرف النموذج المفترض بحيث أن هذه المصفوفة (سواء أكانت مصفوفة ارتباطات أو تغاير) القائمة على النموذج المفترض تماثل بدرجة كافية مصفوفة البيانات (مصفوفة الارتباطات أو مصوفوفة التغاير) الأصلية المشتقة أمبيريقيا من العينة.

ولقد اقترحت مؤشرات عديدة لتقدير المطابقة، وسنتطرق إلى بعضها، ثم ننتقل إلى القوائم التصنيفية المختلفة لمؤشرات حسن المطابقة لكي نطلع على التصنيفات

المعتمدة، وعلى المؤشرات الأكثر ورودا، ولنتعرف أيضا على مؤشرات المطابقة ذات الأداء الجيد.

عينة من مؤشرات المطابقة

سنقوم بوصف مجموعة من مؤشرات جودة المطابقة، ولا سيما المؤشرات التي تبنتها الحزم الإحصائية المتخصصة في النمذجة بالمعادلات البنائية (حزمة ليزرل LISREL مثلا)، ونتطرق إلى بعض خصائصها ودرجة القطع لكل مؤشر، أي القيمة التي تفصل بين توفر النموذج على مطابقة من افتقاره لها.

1. الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب

Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)

من أفضل المؤشرات والتي أظهرت دراسات المضاهاة تفوقه وأداءه الجيد الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA). إن مؤشر (RMSEA) يأخذ بعين الاعتبار خطأ الاقتراب error of approximation في المجتمع بحيث أن السؤال التالي يعكس دوره: إلى أي حد يقوى النموذج المفترض الذي يحتوي على بارامترات مجهولة لكن التي تم تقدير قيمتها بكفاءة على تحقيق مطابقة مع مصفوفة التباين والتغاير للمجتمع عند توفرها؟ إن مؤشر (RMSEA) يقيس التباعد عن طريق درجات الحرية، مما يجعله حساسا لعدد البارامترات الحرة التي تحتاج إلى تقدير في النموذج المفترض وبتعبير آخر يتأثر بمدى تعقيد النموذج.

إن القيم التي تقل عن (0.05) تدل على مطابقة جيدة، والقيم التي تتراوح من (0.05) إلى (0.08) تدل على وجود خطأ تقارب معقول في المجتمع ، والقيم التي تتراوح من (0.08) إلى (0.10) تدل على مطابقة غير كافية mediocre fit، وإذا تجاوزت قيم المؤشر (0.10) دلت على مطابقة سيئة. ويستنتج من ذلك أن مؤشر (RMSEA) مؤشر سوء المطابقة بحيث إن القيمة صفر تدل على أفضل مطابقة ممكنة، وكلما ارتفعت قيمتها كلما قلت جودة المطابقة وازدادت سوءا(Browne, 2006; Raykov & Marcoulides, 2006; Schumacker & Lomax, 1996, 2004).

ومن إيجابيات هذا المؤشر إمكانية تحديد حدود الثقة له بنسبة 90٪ حول قيمة المؤشر والتي تدل على مدى دقة التقدير. فإذا كانت قيمة مؤشر(RMSEA) صغيرة أي دون (0.05) فإنها تدل على مطابقة جيدة للنموذج إذا اعتمدت نتيجة المؤشر لوحدها بدون مراعاة حدود الثقة. لكن عند أخذ حدود الثقة للمؤشر في الحسبان للحكم على مستوى المطابقة، فإذا كان مجال حدود الثقة واسعا، فيستنتج من ذلك أن قيمة التقدير التقاربي غير دقيقة إلى درجة كبيرة، وبالتالي استبعاد إمكانية وجود تقدير دقيق لدرجة المطابقة في المجتمع. وعلى النقيض من ذلك، فإذا كانت حدود الثقة ضيقة فقد يدل ذلك على درجة كبيرة من الدقة لمؤشر(RMSEA) الذي يعكس مطابقة النموذج في المجتمع (Schumacker & Lomax, 1996).

وإجمالا، فإذا كان الطرف الأصغر لحدود الثقة لمؤشر (RMSEA) أصغر بكثير من 0.05 أي صفرا أو قريبة من الصفر، والطرف الأكبر لا يتعدى 0.08 ؛ دل ذلك على مطابقة النموذج المفترض للبيانات(Byrne, 1996, 2006).

غير أن اتساع مجال الثقة أو انحصاره قد يتأثر بحجم العينة وبعدد البارامترات الحرة التي يراد تقديرها. فمثلا، فإن النماذج النظرية المركبة أو المعقدة، أي تلك التي تحتوي على أكبر عدد من البارامترات الحرة ترتبط بمدى أوسع لحدود ثقة قيم المؤشر إلا إذا كان حجم العينة واسعا.

كما أنه يوجد اختبار مستوى الدلالة للحكم على جودة مطابقة النموذج المفترض باستعمال مؤشر (RMSEA)، ويسمى هذا الاختبار الإحصائي بالمطابقة الجيدة Close Fit (CFit). ويمكن تعريفه إجرائيا بأنه قيمة مؤشر(RMSEA) التي تقل أو تساوي (0.05) . وتدل القيم الاحتمالية غير الدالة التي تتعدى (0.05) [أو التي تتعدى (0.5) كما ينصح بذلك بعض المتخصصين] على قبول مطابقة النموذج(Byrne, 1996, 2006).

2. مؤشر المطابقة المقارن the Comparative Fit Index (CFI)

يعتبر مؤشر المطابقة المقارن the Comparative Fit Index (CFI) من أفضل المؤشرات القائمة على المقارنة. ويقوم منطقه بمقارنة مربع كاي لنموذج البحث أو المفترض بقيمة مربع كاي للنموذج المستقل(Kline, 2005).

وكقاعدة عملية تنطبق على هذا المؤشر ومؤشرات المقارنة الأخرى، فإن القيمة التي تتعدى (0.90) يمكن أن تدل على مطابقة معقولة لنموذج البحث أو المفترض، علما بأن قيم هذا المؤشر تتراوح من الصفر إلى الواحد الصحيح (Raykov & Marcoulides, 2006).

3. مؤشر تاكر- لويس Tucker-Lewis Index (TLI) أو مؤشر المطابقة غير المعياري Non-Normed Fit Index(NNFI)

ويوجد مؤشر آخر يدعى بمؤشر تاكر- لويس Tucker-Lewis Index (TLI) وأحيانا يسمى بمؤشر المطابقة غير المعياري Non-Normed Fit Index(NNFI). وينطوي هذا المؤشر فضلا عن منطق المقارنة بنموذج قاعدي (النموذج المستقل أو نموذج العدم) على دالة عقابية A penalty function عند تعقيد النموذج بإضافة بارامترات حرة (لتقدير قيمتها في النموذج المفترض) بدون جدوى، أي بدون أن تؤدي هذه الإضافة إلى أي تحسن في مستوى المطابقة للنموذج المفترض؛ وذلك لتعويض أثر تعقيد النموذج المفترض. ومعادلة مؤشر Tucker-Lewis Index (TLI)تبدوا كما يلي:

$$TLI=[(\chi^2_{null\ model} - df_{target\ model})]/ [(\chi^2_{null\ model} - df_{null\ model} - 1]$$

ويقصد بـ $\chi^2_{null\ model}$ قيمة مربع كاي للنموذج المستقل أو نموذج العدم، ويدل الحد: $df_{null\ model}$ على درجات الحرية للنموذج المستقل، ويدل التعبير $\chi^2_{target\ model}$ على قيمة مربع كاي للنموذج المفترض، وتدل $df_{target\ model}$ على درجات الحرية للنموذج المفترض.

وإذا كان مؤشر (CFI) له مجال محدد، فإن مؤشر (TLI) يفتقر إلى مجال محدد للقيم أو المعايير بحيث تقع بعض قيمه خارج المدى الذي يتراوح من الصفر إلى الواحد، لذلك فهو غير معياري. غير أن تأويله يسري على شاكلة مؤشر(CFI)، أي أن قيم مؤشر(TLI) التي تفوق (0.90) تدل على مطابقة معقولة لنموذج البحث أو النموذج المفترض(Brown,2006; Kline, 2005).

4. كاي مربع Chi square(χ^2) أو النسبة الاحتمالية لمربع كاي The Likelihood Ratio Chi-square، أو نسبة الاحتمال المعمم Generalized Likelihood Ratio

هو أعرق مقياس لتقدير مدى حسن المطابقة بين مصفوفة التباين والتغاير غير المقيدة للعينة (S) وبين مصفوفة التباين والتغاير للنموذج المفترض أو المتوقع (النموذج الذي تختبر حسن مطابقته) والذي يرمز لها ب $\Sigma (\theta)$ (حيث ترمز سيجما Σ إلى مصفوفة التباين والتغاير للمجتمع، وترمز ثيتا θ إلى متجه vector أو جملة برامترات النموذج المفترض أو المتوقع). وبالتالي فإن استعمال مربع كاي يستهدف اختبار الدلالة الإحصائية للفرضية الصفرية (H_0) التي مفادها أنه لا يوجد فرق بين النموذج المفترض أو المتوقع والنموذج الحقيقي المناظر له في المجتمع $\Sigma = \Sigma (\theta)$، أي نموذج المجتمع يساوي النموذج المقيد المفترض او المتوقع.

وبعكس ما هو معهود في الإحصاء التقليدي أن الدلالة الإحصائية للفرق بين متوسطين مثلا تدل على وجود ذلك الفرق في المجتمع بدلالة إحصائية أو نسبة شك لا تتعدى 0.05 مثلا. غير أن الدلالة الإحصائية باستعمال مربع كاي في سياق النمذجة بالمعادلات البنائية تدل على أن النموذج المفترض أي مصفوفة التباين والتغاير القائمة على النموذج المفترض تختلف عن مصفوفة التباين والتغاير لبيانات العينة. أما قيمة مربع كاي غير الدالة إحصائيا وهي ما يريدها أو يتطلع إليها الباحث فتدل على عدم وجود فروق جوهرية بين مصفوفة التباين والتغاير للنموذج المفترض أو المتوقع، ومصفوفة التباين والتغاير لبيانات العينة، وبتعبير آخر النموذج المفترض يتطابق مع البيانات.

إن قيمة مربع كاي تساوي صفرا، وتخلو من درجات الحرية، عندما يكون النموذج المفترض من حيث التعيين مشبعا. بمعنى إذا كان مربع كاي يساوي صفرا، معنى ذلك أن النموذج المفترض يطابق البيانات تماما (أي مصفوفة التباين والتغاير للنموذج المفترض تتطابق تماما مع مصفوفة التباين والتغاير لبيانات العينة). وكلما ازدادت قيمة مربع كاي، فإن مطابقة النموذج تزداد سوءا. وبالتالي يعتبر مربع كاي

مؤشرا لسوء المطابقة "badness-of-fit" وليس لحسن المطابقة، لأنه كلما ارتفعت قيمته كلما تدهورت مطابقة النموذج المفترض للبيانات.

غير أن مربع كاي ينطوي على عيوب كثيرة، ولذلك ينصح باستعماله بمعية مؤشرات أخرى لحسن المطابقة. من ذلك حساسيته لحجم معاملات الارتباط، فمعاملات الارتباط المرتفعة تؤدي إلى ارتفاع قيمة مربع كاي. كما أن مربع كاي يتأثر كثيرا بحجم العينة. فكلما ازداد حجم العينة (وهو الوضع العادي عند استعمال المعادلات البنائية) كلما ازداد احتمال رفض مطابقة النموذج للبيانات، على الرغم من أنه لا توجد أحيانا إلا فروقات طفيفة بين مصفوفة التباين والتغاير للنموذج ومصفوفة التباين والتغاير لبيانات العينة. كما يؤخذ على مربع كاي قيامه على افتراض وجود مطابقة تامة بين بيانات النموذج المفترض وبيانات العينة، وهو وضع مثالي يستحيل تحققه في الواقع. بينما توجد مؤشرات أخرى أكثر واقعية تقوم على افتراض مطابقة تقريبية، أو تقوم على مقارنة مطابقة النموذج بنموذج منعدم العلاقات أو مستقل (لا توجد علاقات بين متغيراته الملاحظة أو الكامنة، أو النموذج الذي يحتوي فقط على تباينات المتغيرات أي علاقاتها مع نفسها ولا يحتوي على قيم التغاير الدالة على علاقة المتغيرات بغيرها في النموذج).

5. جذر متوسط مربعات البواقي Root Mean Square Residual (RMR) وجذر متوسط مربعات البواقي المعيارية Standardized Root Mean Square Residual (SRMR)

من مؤشرات المطابقة الهامة مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي Root Mean Square Residual (RMR). ويركز هذا المؤشر على تحليل قيم مصفوفة بواقي التباين والتغاير التي تنتج عن الفروق بين قيم مصفوفة التباين والتغاير القائمة على بيانات العينة، وقيم مصفوفة التباين والتغاير المتوقعة القائمة على النموذج المفترض. والوضع المثالي أن تتطابق قيم تباين وتغاير المصفوفتين بحيث إن قيم البواقي تساوي صفرا أو قريبة من الصفر. والمؤشر يعكس متوسط القيم المطلقة لتغاير البواقي. ويعتبر مؤشر (RMR) من مؤشرات سوء المطابقة، فإذا انخفضت قيمته بحيث تساوي صفرا دل ذلك على مطابقة تامة للنموذج المفترض، وكلما ارتفعت قيمته دل ذلك على مطابقة سيئة.

غير أن تغاير البواقي التي يقوم عليها حساب هذا المؤشر يجعل مدى نتائجه غير محدد بل تتأثر بوحدة قياس المتغيرات الملاحظة، وبالتالي إذا كانت الوحدات التي قيست بها المتغيرات الملاحظة أو المقاسة متباينة، فإن اختلاف وحدات قياسها يجعل من الصعب تأويل نتائج هذا المؤشر. أما مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية Standardized Root Mean Square Residual (SRMR) فيقوم على تحويل كل من مصفوفة التباين والتغاير للعينة ومصفوفة التباين والتغاير للنموذج المتوقع أو المفترض إلى مصفوفتي معاملات الارتباط. ونستنتج من ذلك أن المؤشر (SRMR) هو مقياس متوسط البواقي المطلقة لمعاملات الارتباط، أي الفرق العام بين الارتباطات الملاحظة للعينة والارتباطات المتوقعة للنموذج المفترض (Byrne, 1998, Browne,2006; Kline, 2005).

وتدل قيم مؤشر المطابقة (SRMR) التي تقل عن (0.1) على مطابقة جيدة عموما (Maruyama,1998; Raykov & Marcoulides, 2006).

6. مؤشر حسن أو جودة المطابقة Goodness-of-Fit Index (GFI) ومؤشر حسن المطابقة المصحح Adjusted Goodness-of-Fit Index أو (AGFI)، ومؤشر حسن المطابقة الاقتصادي Parsimony Goodness -of-Fit Index (PGFI)

ومن مؤشرات المطابقة المطلقة، مؤشر حسن أو جودة المطابقة(GFI) Goodness-of-Fit Index. ويدل على نسبة التباين والتغاير التي يستطيع النموذج الذي يفترض الباحث تفسيره (إلى أي حد يتمكن النموذج المفترض من تزويدنا بمعلومات عن علاقات أو وضع النموذج النظير له في المجتمع). ولتوضيح دلالة هذا المؤشر، يمكن القول أنه يرادف دور معامل الارتباط المتعدد (معامل التحديد المتعدد R^2) في معادلات الانحدار المتعدد؛ إذ تدل R^2 على نسبة التباين في المتغير التابع التي تفسرها المتغيرات المستقلة(Kelloway, 1998).

وعند أخذ عدد البارامترات الحرة في النموذج النظري بعين الاعتبار عند حساب مؤشر(GFI)، فإن المؤشر الناتج يدعى مؤشر حسن المطابقة المصحح Adjusted Goodness-of-Fit Index أو (AGFI) اختصارا، أي أنه يصحح قيمة (GFI) بخفضها كلما ازداد تعقيد النموذج(Kline, 2005). ويتجلى أثر تعقيد

النموذج في أنه كلما ازدادت عدد البارامترات الحرة للتقدير في النموذج المفترض ازدادت نسبة التباين المفسر، ولذلك فإن المؤشر يأخذ عدد البارامترات بعين الاعتبار مصححا نتيجة القيمة الدالة على المطابقة بتخفيضها كلما ازداد عدد البارامترات. ومع ذلك، فقد أمسى هذا المؤشر(AGFI) قليل الظهور والاستعمال في الدراسات االتطبيقية؛ ربما نتيجة لأدائه غير الكافي (عيوبه أو مواطن قصوره العديدة) التي أظهرتها البحوث التقويمية المنهجية المتخصصة، وبالتالي صار أقل استعمالا من مؤشر (GFI) (Kline, 2005) .

ولقد اقترح أيضا مؤشر حسن المطابقة الاقتصادي – Parsimony Goodness of-Fit Index (PGFI) الذي يعمل على تصحيح قيمة المؤشر وذلك بالأخذ بعين الاعتبار مدى تعقيد النموذج . غير أنه حساس لحجم النموذج المفترض أي عدد المتغيرات المقاسة أو الملاحظة للنموذج.

إن مجال كل من (GFI) و(AGFI) و (PGFI) يتراوح من الصفر إلى الواحد الصحيح، بحيث أن قيم هذه المؤشرات القريبة من الواحد تدل على مطابقة جيدة والقريبة من الصفر تدل على مطابقة رديئة للنموذج النظري أو المفترض (Diamantopoulos & Siguaw, 2000).

غير أنه لا توجد معايير محددة وواضحة بحيث توضح المستوى الذي يجب ألا ينخفض المؤشر دونه وإلا اعتبر النموذج يفتقر للمطابقة، أو المستوى الذي يجب أن يتعداه المؤشر كدليل على حسن مطابقة النموذج للبيانات. وكإرشادات تقريبية عملية، فإن قيمة كل من مؤشر(GFI) ومؤشر(AGFI) التي تساوي أو تتجاوز (0.90) تدل على مطابقة النموذج المفترض للبيانات. أما بالنسبة لمؤشر (PGFI) فينبغي أن تتجاوز قيمته 0.5 (ومن الأفضل أن تتعدى قيمته 0.6) للدلالة على جودة مطابقة النموذج للبيانات.

7. مؤشر المطابقة المعياري أو المستند إلى معايير Normed Fit Index (NFI)، ومؤشر المطابقة غير المعياري Non Normed Fit Index (NNFI) ومؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي Parsimony-adjusted Normed Fit Index (PNFI)

ومن مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية، نذكر مؤشر المطابقة المعياري أو المستند إلى معايير Normed Fit Index (NFI) ، ومؤشر المطابقة غير المعياري Non Normed Fit Index (NNFI)، ومؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي Parsimony-adjusted Normed Fit Index (PNFI). إن الفكرة المنطقية التي تقوم عليها المؤشرات السابقة تتجلى في مقارنة النموذج المفترض (النموذج الذي يفترضه الباحث) بالنموذج الذي ينطوي على نفس متغيرات النموذج المفترض لكن بدون احتوائه على علاقات بين هذه المتغيرات، ولذلك يسمى النموذج الأخير بنموذج العدم أو ذي المتغيرات المستقلة (Null or independence model). وبتعبير آخر، قيام المؤشرات السابقة على مقارنة النموذج النظري الذي ينطوي على العلاقات التي يفترضها الباحث بالنموذج السيء (نموذج العدم أو نموذج المتغيرات المستقلة) من حيث تمثيله لبيانات العينة. إن النموذج المستقل أو العدم يمثل الحالة المتطرفة الدالة على عدم وجود علاقات بين المتغيرات. وبالتالي، فمقارنة مربع كاي للنموذج المفترض النظري بمربع كاي لنموذج انعدام العلاقات هدفه تقدير مدى التحسن في المطابقة التي أحرز عليها النموذج المفترض النظري مقارنة بسوء مطابقة نموذج العدم للبيانات.

ويحسب مؤشر NFI بالمعادلة التالية:

$$(\chi^2_{null\ model} - \chi^2_{target\ model}) / \chi^2_{null\ model}$$

أي يعرف مؤشر المطابقة المعياري NFI بنسبة نتيجة الفرق بين قيمة مربع كاي لنموذج العدم $\chi^2_{null\ model}$ وقيمة مربع كاي للنموذج المفترض $\chi^2_{target\ model}$ إلى قيمة مربع كاي لنموذج العدم. وتتراوح قيم هذا المؤشر من الصفر إلى الواحد (0-1) بحيث إن قيمه التي تتجاوز (0.9) تدل على مطابقة جيدة للنموذج النظري أو المفترض. وتقرأ نتائج هذا المؤشر بأن قيمة المؤشر تدل على نسبة التحسن في المطابقة

التي أنجزها النموذج المفترض عن النموذج القاعدي المتمثل في نموذج العدم(Brown, 2006).

فمثلا إذا كان مؤشر NFI يساوي (0.90)، فمعنى ذلك أن النموذج المفترض الذي اقترحه الباحث يتفوق بنسبة 90٪ من حيث جودة المطابقة على نموذج العدم. ورغم الاستعمال الواسع لهذا المؤشر، غير أنه يتأثر بمدى تعقيد النموذج، أو عدد البارامترات المجهولة أو الحرة الواجب تقديرها التي ينطوي عليها النموذج .

ولذلك، فإن المؤشر الآخر الذي يدعى مؤشر المطابقة غير المعياري Non Normed Fit Index (NNFI) يصحح المؤشر السابق بأخذ درجات الحرية بعين الاعتبار وذلك على النحو التالي:

$$(\chi^2_{null\ model} - df_{null\ model}/\chi^2_{target\ model} - df_{target\ model})/(\chi^2_{null\ model} - df_{target\ model})$$

وواضح أن مؤشر (NNFI) يوظف درجات الحرية لكلا النموذجين: النموذج المفترض ونموذج العدم. ورغم هذا التصحيح لتقليص نزعة مؤشر (NFI) إلى خفض تقدير مستوى مطابقة النموذج المفترض، غير أن مؤشر(NNFI) قد يؤدي إلى تقديرات تتعدى مداه النظري أو مداه المعياري الذي يتراوح من الصفر إلى الواحد. فقيم هذا المؤشر المحسوبة قد تتعدى مجال قيمه النظرية التي تتراوح من الصفر إلى الواحد الصحيح. كما أن قيمته تميل إلى الانخفاض مقارنة بمؤشر (NFI) ومؤشر (PNFI) عندما يكون حجم العينة صغيرا.

إن قيم هذا المؤشر التي تتجاوز 0.90 تدل على مطابقة جيدة للنموذج. وتجدر الإشارة إلى أن هذا المؤشر هو ذاته المؤشر الذي سبق أن تطرقنا إليه في الدفعة الأولى للمؤشرات تحت مسمى مؤشر تاكر- لويس Tucker-Lewis Index (TLI) (Brown, 2006; Raykov & Marcoulides, 2006).

وبالنسبة لمؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي (PNFI) فيهدف أيضا إلى تصحيح أثر تعقيد النموذج المفترض شأنه في ذلك شأن مؤشر المطابقة غير المعياري (NNFI). بمعنى يفضلان النماذج المفترضة البسيطة. غير أنه حساس جدا لحجم النموذج أو عدد المتغيرات المقاسة أو الملاحظة التي ينطوي عليها. ومعنى ذلك أن الانخفاض الذي

يطرأ على قيمة المؤشر نتيجة تعقيد النموذج يكون كبيرا عندما يكون عدد المتغيرات الملاحظة أو المقاسة في النموذج قليلا نسبيا(كأن يكون عددها عشر متغيرات ملاحظة أو أقل من ذلك). وقيمه التي تتعدى 0.50 (والأفضل أن تكون أكبر من 0.6) تدل على مطابقة النموذج (Byrne, 1998; 2006; Loehlin, 2004).

8. المؤشر اللامركزي النسبي Relative Non centrality Index (RNI)

وأخيرا فإن المؤشر اللامركزي النسبي Relative Non centrality Index يماثل مؤشر المطابقة المقارن باستثناء أن قيمه يمكن أن تكون قيما سالبة. ولذلك يعتبر مؤشر (CFI) أفضل من هذا المؤشر (أي مؤشر RNI) لأنه ينطوي على مدى نظري ثابت يتراوح من الصفر إلى الواحد الصحيح(Kline, 2005).

9. مؤشر حجم العينة الحرج لهولتر Hoelter's Critical N (CN)

وفي الأخير لا بد أن نتطرق إلى مؤشر حجم العينة الحرج لهولتر Hoelter's Critical N (CN) الذي يختلف عن المؤشرات المختلفة السابقة لأنه يركز مباشرة على كفاية حجم العينة المستعملة بدلا من التركيز على كفاية المطابقة. لقد انبثقت فكرة تطوير هذا المؤشر من محاولة إيجاد مؤشر مطابقة مستقل عن أي تأثير لحجم العينة، وبالتالي فالغرض من وضع هذا المؤشر تقدير حجم العينة الذي يكون كافيا للحصول على مطابقة كافية للنموذج عند استعمال مؤشر مربع كاي. وتعتبر مطابقة النموذج المفترض للبيانات مرضية أو كافية إذا كانت قيمة مؤشر (CN) أكبر من (200). فمثلا إذا استعملنا عينة قوامها 270 فردا، فإذا وجدنا أن قيمة مؤشر (CN) تساوي 220 ، فإن قيمة المؤشر التي تجاوزت (القيمة 200) تدل على أن حجم العينة (220) تعتبر كافية لتمكين النموذج المفترض من تحقيق مطابقة كافية(Byrne, 1998; Brown, 2006, Kline, 2005).

10. محك المعلومات لأيكيك Akaike Information Criterion (AIC) ومحك المعلومات المتسق لأيكيك (CAIC)، محك المعلومات لبايبس Bayes Information Criterion (BIC). ومحك براون كاديك Cudeck Criterion Browne- (BCC)

إن محك المعلومات لأيكيك Akaike Information Criterion (AIC) ومحك

المعلومات المتسق لأيكيك Consistent Akaike Information Criterion (CAIC) يختبران حسن المطابقة وخاصية الاقتصاد في استعمال البارامترات الحرة التي تتطلب التقدير في النموذج المفترض، ولذلك يأخذان بعين الاعتبار المقاييس الإحصائية لجودة المطابقة، وكذلك عدد بارامترات النموذج التي تحتاج إلى تقدير.

ويمكن شرح مسألة تعقيد النموذج كالتالي: إن إضافة بارامترات إلى النموذج (أو تحرير بعض البارامترات المقيدة أو المثبتة بقيمة ثابتة في النموذج) وبالتالي الرفع من مستوى تعقيد النموذج (عدد البارامترات الحرة يزداد عن ذي قبل) يؤدي دائما إلى تحسن في مطابقة النموذج لبيانات العينة، غير أن مقدار هذا التحسن غير كاف لتبرير الزيادة في تعقيد النموذج، أي لتبرير إضافة بارامترات إلى النموذج، وبتعبير آخر، أن النموذج الذي يحقق مطابقة مع البيانات بأقل عدد من البارامترات (مقتصدا في عدد البارامترات) أفضل من نموذج آخر يحقق ذات المطابقة ولكن بعدد أكبر من البارامترات (الافتقار إلى الاقتصاد في عدد البارامترات المقدرة في النموذج).

غير أن محك (AIC) يعالج مشكلة تعقيد النموذج (مدى الاقتصاد في البارامترات المقدرة في النموذج) من زاوية درجات الحرية (الذي يعكس عدد البارامترات المقدرة في النموذج بحيث إذا قلت درجات الحرية ارتفع عدد البارامترات الحرة أو المجهولة القيمة، وإذا ارتفعت درجات الحرية قلت عدد البارامترات التي تحتاج إلى تقدير)، مع إهمال أمر هام وهو حجم العينة. أما محك (CAIC) فيسد هذا النقص بأخذ حجم العينات بعين الاعتبار، غير أنه يمارس تصحيحا أكثر صرامة لمستوى تعقيد النموذج مقارنة بكل من محك (AIC) ومحك (BCC) الذي سيأتي وصفه، ولا يضاهيه في هذا التصحيح العقابي عند ارتفاع تعقيد النموذج إلا محك (BIC)(Kline, 2005; Brown, 2006).

وتقوم المحكات الثلاث: محك (AIC) ومحك (CAIC) ومحك (BCC) على مسلمة هامة إبستمولوجية لها علاقة بفلسفة العلم فحواها أنه لا يوجد نموذج حقيقي فريد، وإنما توجد نماذج عدة تتسم بصحة أو صدق نسبي، وبالتالي فدور هذه المؤشرات أو المحكات محاولة المفاضلة بين النماذج موضوع الاختبار لانتقاء أفضلها.

إن صرامة محك (BCC) في تصحيح انعكاس تعقيد النموذج المفترض أكثر بقليل من محك (AIC). في حين أن محك (BIC) أكثر صرامة في تصحيح انعكاس تعقيد النموذج المفترض من كل من محك (AIC) ومحك (CAIC) ومحك (BCC)، وبالتالي يمتاز بنزعة تفضيل النماذج الأكثر اقتصادا في البارامترات المقدرة. وتشير دراسات طريقة المضاهاة الإحصائية أن محك (BIC) ومحك (AIC) متكافئان في أدائهما(Kline, 2005).

وتجدر الإشارة إلى أن نتائج تحليلات الحزم الإحصائية المختصة غالبا ما تذكر القيم الناتجة عن تطبيق هذه المحكات على ثلاثة نماذج للمقارنة بينها وهي:

أ. النموذج الذي يراد اختباره (نموذج البحث أو النموذج المفترض).

ب. النموذج المستقل أو نموذج العدم :النموذج الذي لا ينطوي على ارتباطات بين متغيراته.

ج. النموذج المشبع: وهو النموذج الذي يحتوي على عدد البارامترات الحرة أو التي تحتاج إلى تقدير بقدر احتوائه على عدد المتغيرات الملاحظة أو المقاسة.

ويتلخص منطق مقارنة النموذج المفترض (نموذج البحث) بالنموذج المستقل والنموذج المشبع في معرفة مستوى سوء مطابقة النموذج بمقارنته بأسوأ وضع للنموذج وهو الوضع الذي يمثله النموذج المستقل. فكلما اقتربت قيم المحكات السابقة عند تطبيقها على النموذج المفترض أو نموذج البحث من قيم ذات المحكات القائمة على النموذج المشبع، وابتعدت عن قيم هذه المحكات القائمة على النموذج المستقل كلما كان مستوى جودة المطابقة أعلى.

غير أن الباحثين يميلون إلى مقارنة نموذجين أو عدد من النماذج التي يصوغونها من منظورات نظرية مختلفة ويقومون بتطبيق بعض هذه المحكات لتساعدهم على اختيار أفضلها.

11. مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع Expected Cross-Validation Index (ECVI)

إن مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع (ECVI) اختبار مدى اتساق أداء النموذج عند الانتقال من عينة الدراسة إلى عينات أخرى بحيث تنتمي هذه العينات إلى نفس

المجتمع، أي أن تقديرات معالم أو برامترات النموذج المفترض يمكن استنساخها (نتائج تقدير البرامترات) أو تكرارها أو إعادة إنتاجها في عينات أخرى لنفس المجتمع. وفنيا يقيس الفرق بين مصفوفة التباين والتغاير للعينة ومصفوفة التباين والتغاير المتوقعة التي يمكن الحصول عليها من عينة أخرى من نفس الحجم ومن نفس المجتمع.

ويستعمل المحك في العادة عندما يراد المفاضلة بين نموذجين أو نماذج بديلة، بحيث تحسب قيمة المحك لكل نموذج، وترتب النماذج حسب موقعها على المحك بحيث يعتبر النموذج الذي يحصل على أدنى قيمة على المحك أفضلها مطابقة، أي أكثرها قدرة على إعادة إنتاج نفس المطابقة في عينات أخرى من نفس الحجم ومن نفس المجتمع. ومؤشر (ECVI) يمكن أن يأخذ أية قيمة، ولذلك ليس له مجال محدد ثابت من القيم. وبعض البرامج الإحصائية تحسب أيضا 90٪ مستوى الثقة لهذا المؤشر.

الجداول التصنيفية لمؤشرات جودة المطابقة

لعل التصنيف الأكثر استخداما وشيوعا التصنيف الذي يقسم مؤشرات المطابقة على اختلافها وتباينها إلى ثلاثة أصناف أو مجموعات كبرى وهي(Brown, 2006 Kline, 2005; Raykov & Marcoulides, 2006; Schreiber, et al., 2006; Schumacker & Lomax, 1996, 2004).

المجموعة الأولى: مؤشرات المطابقة المطلقة Absolute Fit indices

لقد سميت بمؤشرات المطابقة لمطلقة لأنها تقوّم مطابقة النموذج على مستوى عام. أي أنها تقوّم فرضية التطابق بين مصفوفة التباين والتغاير أو (مصفوفة الارتباطات) للنموذج المفترض أو البحثي، ومصفوفة االتباين والتغاير أو الارتباطات للعينة، بدون مقارنة مطابقة النموذج المفترض بنماذج أخرى مقيدة كما سنرى.

المجموعة الثانية: مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية

Comparative Fit Indices / incremental Fit Indices

وهي المؤشرات التي تقدر مقدار التحسن النسبي في المطابقة التي يتمتع بها النموذج المفترض (نموذج الباحث) مقارنة بنموذج قاعدي Baseline model . ويتمثل النموذج القاعدي في الغالب في النموذج ذي المتغيرات المستقلة ، ويدعى اختصارا بالنموذج المستقل Independent Model أو نموذج العدم Null model

الذي يقوم على افتراض أن تغايرات المتغيرات الملاحظة على مستوى المجتمع تساوي صفرا أو منعدمة ولا تبقى إلا قيم تباين هذه المتغيرات.

ولما كان النموذج المستقل أو نموذج العدم يقوم على افتراض استقلال المتغيرات (أي متغيرات لا تربطها علاقات)، فإن مربع كاي له يكون في الغالب أعلى بكثير من قيمة مربع كاي للنموذج النظري المفترض. ودرجة انخفاض قيمة مربع كاي للنموذج المفترض عن قيمة مربع كاي للنموذج المستقل أو العدم تدل على مقدار التحسن في المطابقة التي يتمتع بها النموذج المفترض مقارنة بالنموذج المستقل. أما إذا كانت قيمة مربع كاي للنموذج المفترض غير ذلك (أي غير منخفضة عن قيمة مربع كاي للنموذج المستقل) دل ذلك على غياب أي تحسن في المطابقة للنموذج المفترض، وبالتالي لا يستطيع الباحث في هذه الحالة اختيار النموذج الذي افترضه باعتباره أفضل في المطابقة من النموذج المستقل(Schumacker & Lomax, 1996, 2004).

المجموعة الثالثة: مؤشرات تصحيح الافتقار للاقتصاد Parsimony Correction Indices أو المؤشرات الاقتصادية

تصنف مؤشرات تصحيح الافتقار للاقتصاد في البارامترات الحرة أو غير المقيدة أحيانا تحت مسمى المؤشرات المطلقة، غير أن هذه المؤشرات تختلف عن مؤشر مربع كاي ومؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR) وغيرها بانطوائها على دالة عقابية Penalty Function عند تحرير أو إضافة بارامترات حرة للنموذج بدون جدوى، أي بدون أن يرافق ذلك تحسن في مطابقة النموذج المفترض. وهو الوضع الذي يسمى بالافتقار للاقتصاد في المتغيرات أو البارامترات الحرة غير المقيدة التي تحتاج إلى تقدير poor parsimony (Kline, 2005).

فمثلا، لنتصور أن الباحث افترض نموذجين: النموذج المفترض (أ) والنموذج المفترض (ب).وأن كلي النموذجين حققا بصفة عامة نفس المستوى من المطابقة لبيانات العينة. غير أن النموذج (أ) ينطوي على عدد أكبر من (لا يقتصد في عدد) البارامترات الحرة التي تحتاج إلى تقدير مقارنة بالنموذج (ب)، بمعنى أن النموذج (أ) ينطوي على عدد من درجات الحرية أقل من النموذج (ب). فعند استعمال مؤشرات المطابقة التي تأخذ بعين الاعتبار الاقتصاد في عدد البارامترات المجهولة أو الحرة في

النموذج، فإن هذه المؤشرات تفضل النموذج (ب) على النموذج (أ)، لأن النموذج (ب) حقق المطابقة مع بيانات العينة بعدد أقل من البارامترات الحرة التي تحتاج إلى تقدير ، أي حقق خاصية الاقتصاد في عدد البارامترات التي تحتاج إلى تقدير في تفسيره للبيانات مقارنة بالنموذج (أ).

بعد تعريف الأنواع الثلاث لمؤشرات المطابقة، ننتقل إلى استعراض المؤشرات التي تندرج تحت هذه الأصناف أو المجموعات الثلاثة.

لنبدأ بالدراسة المسحية النقدية الواسعة التي قام بها شريبر وزملاؤه (Schreiber, et al., 2006) بحيث استخلصوا الجدول التالي (الجدول رقم 4←1) الذي ينطوي على مؤشرات المطابقة مع محكاتها الدالة على جودة المطابقة.

جدول (4-1): مؤشرات المطابقة المختلفة مع محكاتها الدالة على جودة المطابقة وفقا للدراسة المسحية النقدية الواسعة التي قام بها شريبر وزملاؤه (Schreiber, et al., 2006)

مؤشرات المطابقة Indexes	التسمية المختصرة Shorthand	محكات قبول المطابقة إذا كانت البيانات متصلة Data are continuous	محكات قبول المطابقة إذا كانت البيانات إسمية تصنيفية Categorical data
مؤشرات المطابقة المطلقة أو التنبؤية Absolute/Predictive Fit			
مربع كاي Chi-square	χ^2	نسبة مربع كاي إلى درجات الحرية يجب أن تساوي أو تتعدى القيمة الحرجة 2 أو 3	
محك المعلومات لأيكيك Akaike information criterion	(AIC)	الأصغر هو الأفضل عند مقارنة نموذجين غير هرميين أحدهما غير محتوى في الآخر	
محك براون ـ كاديك Brown-Cudeck criterion	(BCC)	الأصغر هو الأفضل عند مقارنة نموذجين غير هرميين أحدهما غير محتوى في الآخر	

مؤشرات المطابقة Indexes	التسمية المختصرة Shorthand	محكات قبول المطابقة إذا كانت البيانات متصلة Data are continuous	محكات قبول المطابقة إذا كانت البيانات إسمية تصنيفية Categorical data
محك المعلومات لبايس Bayes information criterion	(BIC)	الأصغر هو الأفضل عند مقارنة نموذجين غير هرميين أحدهما غير محتوى في الآخر	
محك المعلومات المتسق لأيكيك Consistent AIC	(CAIC)	الأصغر هو الأفضل عند مقارنة نموذجين غير هرميين أحدهما غير محتوى في الآخر	
مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع Expected cross-validation index	(ECVI)	الأصغر هو الأفضل عند مقارنة نموذجين غير هرميين أحدهما غير محتوى في الآخر	
مؤشرات المطابقة المقارنة Comparative Fit Indexes سميت كذلك لمقارنتها بنموذج قاعدي (مستقل) أو بنماذج أخرى			
مؤشر المطابقة المعياري Normed Fit Index	(NFI)	تساوي أو أكبر من 0.95 لقبول المطابقة	
مؤشر المطابقة التزايدي Incremental Fit Index	(IFI)	تساوي أو أكبر من 0.95 لقبول المطابقة	
مؤشر تاكر_لويس Tucker-Lewis Index	(TLI)	تساوي أو أكبر من 0.95 لقبول المطابقة، أو أقل من الصفر وأكبر من الواحد لقبولها	تساوي أو أكبر من 0.96 لقبول المطابقة
مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index	(CFI)	تساوي أو أكبر من 0.95 لقبول المطابقة	تساوي أو أكبر من 0.95 لقبول المطابقة

مؤشرات المطابقة Indexes	التسمية المختصرة Shorthand	محكات قبول المطابقة إذا كانت البيانات متصلة Data are continuous	محكات قبول المطابقة إذا كانت البيانات إسمية تصنيفية Categorical data
مؤشر المطابقة اللامركزي النسبي Relative Noncentrality fit Index	(RNI)	تساوي أو أكبر من 0.95 لقبول المطابقة. قيمته يمكن أن تكون سالبة، مماثل للمؤشر(CFI) وهو الأفضل	
المؤشرات الاقتصادية Parsimonious Fit			
مؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي Parsimony-adjusted NFI	(PNFI)	حساس كثيرا لحجم النموذج (عدد متغيراته)	
مؤشر المطابقة المقارن الاقتصادي Parsimony-adjusted CFI	(PCFI)	حساس لحجم النموذج	
مؤشر جودة المطابقة الاقتصادي Parsimony-adjusted GFI	(PGFI)	كلما اقترب من 1 كلما كان أفضل، لكن قيمه أقل من المؤشرات الأخرى، وحساس لحجم النموذج	
مؤشرات أخرى للمطابقة			
مؤشر جودة المطابقة Goodness-of-fit index	(GFI)	تساوي أو أكبر من 0.95 لقبول المطابقة. عموما لا ينصح باستعماله	
مؤشر جودة المطابقة المصحح Adjusted GFI	(AGFI)	تساوي أو أكبر من 0.95 لقبول المطابقة. أظهرت دراسات المضاهاة أداءه الضعيف	

مؤشرات المطابقة Indexes	التسمية المختصرة Shorthand	محكات قبول المطابقة إذا كانت البيانات متصلة Data are continuous	محكات قبول المطابقة إذا كانت البيانات إسمية تصنيفية Categorical data
مؤشر هولتر Hoelter index		إذا كانت N=200 دل ذلك على مطابقة مناسبة	
مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي Root Mean square Residual	(RMR)	كلماكان أصغر كان أفضل. يدل الصفر على مطابقة تامة.	
مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية Standardized RMR	(SRMR)	تساوي أو أصغر من 0.08 لقبول المطابقة.	
مؤشر جذر متوسطات البواقي الموزونة Weighted root mean residual	(WRMR)	أصغر من 0.90 لقبول المطابقة	أصغر من 0.90 لقبول المطابقة
الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation	(RMSEA)	أقل من 0.06 إلى 0.08 مع وجود مجال حدود الثقة	أقل من 0.06

وفي الكتاب المدخلي الرصين في مجال النمذجة باستعمال المعادلات البنائية، يعالج "شوماخر" و"لوماكس" (Schumacker & Lumax, 2004) مؤشرات المطابقة المختلفة، وتبنيا التصنيف الثلاثي المتداول: مؤشرات المطابقة المطلقة Absolute Fit indices، ومؤشرات المطابقة المقارنة Comparative Fit Indexes، ومؤشرات المطابقة الاقتصادية Parcimonious Fit Indexes، ويوضح الجدول (4←2) طريقة تصنيفهما لمؤشرات المطابقة في ضوء التصنيف الثلاثي لها.

جدول (4-2): تصنيف مؤشرات المطابقة المختلفة كما وردت في الكتاب الواسع الانتشار الذي ألّفه "شوماخر" و "لوماكس" (Schumacker & Lumax, 2004)

مؤشرات المطابقة Indexes	المستوى المقبول Acceptable level	التأويل Interpretation
مؤشرات المطابقة المطلقة **Absolute Fit Measures**		
مربع كاي Chi-square	نسبة مربع كاي إلى درجات الحرية يجب أن تساوي أو تتعدى القيمة الحرجة 2 أو 3	
مؤشر جودة المطابقة Goodness-of-fit index (GFI)	المجال يتراوح من الصفر (لا توجد مطابقة) إلى الواحد (مطابقة تامة).	القيم القريبة من 0.95 تدل على مطابقة جيدة
مؤشر جودة المطابقة المصحح Adjusted GFI (AGFI)	المجال يتراوح من الصفر (لا توجد مطابقة) إلى الواحد (مطابقة تامة).	القيم عند مستوى 0.95 تدل على مطابقة جيدة بعد تصحيح القيم من حيث درجات حريتها
مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي Root Mean square Residual (RMR)	المستوى يحدده الباحث	يدل على مدى اقتراب مصفوفة التباين والتغاير للنموذج بمصفوفة التباين والتغاير للعينة
الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)	أقل من 0.05	قيم المؤشر أصغر من 0.05 تدل على مطابقة جيدة

مؤشرات المطابقة Indexes	المستوى المقبول Acceptable level	التأويل Interpretation
مؤشرات المطابقة المقارنة **Comparative Fit Indexes**		
مؤشر تاكر_لويس Tucker-Lewis Index (TLI)	المجال يتراوح من الصفر (لا توجد مطابقة) إلى الواحد (مطابقة تامة).	القيم القريبة من 0.95 تدل على مطابقة جيدة .
مؤشر المطابقة المعياري Normed Fit Index (NFI)	المجال يتراوح من الصفر (لا توجد مطابقة) إلى الواحد (مطابقة تامة).	القيم القريبة من 0.95 تدل على مطابقة جيدة .
مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI)	المجال يتراوح من الصفر (لا توجد مطابقة) إلى الواحد (مطابقة تامة).	القيم القريبة من 0.95 تدل على مطابقة جيدة .
مؤشرات المطابقة المقارنة **Comparative Fit Indexes**		
مربع كاي المعياري Normed Chi-square (NC)	من 1 إلى 5	إذا كانت القيمة أصغر من 1.0 تدل على مطابقة رديئة. وإذا كانت أعلى من 5.0 تدل على أن مطابقة النموذج تحتاج إلى تحسن.
مؤشر المطابقة الاقتصادية Parsimonious Fit Index (PFI)	المجال يتراوح من الصفر (لا توجد مطابقة) إلى الواحد (مطابقة تامة).	مقارنة قيم النماذج البديلة أو المتنافسة
محك "أيكيك" المعلوماتي Akaike Information Criterion (AIC)	المجال يتراوح من الصفر (لا توجد مطابقة) إلى القيمة السالبة التي تدل على مطابقة رديئة.	مقارنة قيم النماذج البديلة أو المتنافسة

وكتاب الإحصاء المتقدم، وهو من المراجع الشهيرة والمتداولة في مجال العلوم الإدارية والتجارية والاقتصادية، يصنف مؤشرات المطابقة المختلفة في إطار التصنيف الثلاثي الواسع القبول كما هو ملخص في الجدول (4←3).

جدول (4-3): تصنيف مؤشرات المطابقة كما وردت في كتاب الإحصاء المتقدم الواسع الانتشار في العلوم الإدارية والتجارية والاقتصادية (Hair et al. 1998)

مقاييس حسن المطابقة Goodness –of-fit measures	التسمية المختصرة Shorthand	مستويات قبول المطابقة Levels of acceptable fit
مقاييس المطابقة المطلقة **Absolute Fit Measures**		
النسبة الاحتمالية لمربع كاي The Likelihood Ratio Chi-square	χ^2	تحديد مستوى الدلالة الإحصائية
البارمتر اللامركزي Noncentrality Parameter	(NCP)	الحكم على مربع كاي عند مقارنة النماذج البديلة
البارامتر اللامركزي المعياري	(SNCP)	البارامتر اللآمركزي (NCP) القائم على متوسط الفروق لكل مؤشر للمقارنة بين النماذج
مؤشر جودة المطابقة Goodness-of-fit index	(GFI)	أكبر قيمة تدل على أفضل مطابقة. لا توجد مستويات محددة أو متفق عليها
جذر متوسط البواقي التربيعية Root mean square residual	(RMSR)	المستوى المقبول يحدده الباحث
الجذر التربيعي لمتوسط مربع خطأ الاقتراب Root mean square error of approximation	(RMSEA)	متوسط الفروقات لكل درجة حرية التي يتوقع أن تكون في المجتمع، لا العينة. القيم المقبولة يجب أن تكون أقل من 0.08
مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع Expected cross-validation index	(ECVI)	مستوى جودة المطابقة المتوقع وجودها في عينة أخرى من نفس الحجم. لا يوجد مدى محدد للقيم الدالة على المطابقة، يستعمل للمقارنة بين النماذج

مقاييس حسن المطابقة Goodness –of-fit measures	التسمية المختصرة Shorthand	مستويات قبول المطابقة Levels of acceptable fit
مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية **Comparative Fit Measures / incremental Fit Measures**		
مؤشر تاكر_لويس Tucker-Lewis Index	(TLI) (NNFI)	المستوى المقبول يساوي أو أعلى من 0.9
مؤشر المطابقة المعياري Normed Fit Index	(NFI)	المستوى المقبول يساوي أو أعلى من 0.9
مؤشر جودة المطابقة المصحح Adjusted GFI	(AGFI)	المستوى المقبول يساوي أو أعلى من 0.9
مقاييس المطابقة الاقتصادية **Parsimonious Fit Measures**		
مؤشر جودة المطابقة الاقتصادي Parsimonious Goodness-of-fit index	(PGFI)	بعد إعادة تعديل النموذج بحيث تدل قيمه العليا على مستوى مرتفع من الاقتصاد في البارامترات الحرة للنموذج. يستعمل للمقارنة بين النماذج.
مربع كاي المعياري Normed Chi-square	(NC)	المستويات المقترحة: الحد الأدنى: 1.0 الحد الأعلى: 2.0 أو 3.0 أو 5.0
مؤشر المطابقة الاقتصادية Parsimonious Normed Fit Index	(PNFI)	تدل قيمه العليا على مطابقة جيدة. يستعمل فقط للمقارنة بين النماذج البديلة.
محك أيكيك المعلوماتي Akaike Information Criterion	(AIC)	قيمه الصغرى تدل على اقتصاد النموذج في استعمال البارامترات الحرة. يستعمل فقط للمقارنة بين النماذج البديلة.

لعل القارئ قد كوّن فكرة عامة عن التصنيف الثلاثي لمؤشرات المطابقة، وتعرف على تسمياتها المختلفة وأسمائها المختصرة، والمدى النظري لقيمها،

ومستوياتها الدالة على توفر مطابقة النموذج من عدمه. وحتى تكتمل الصورة، من الضروري التطرق إلى المفاضلة فيما بينها من حيث جودة الأداء وذلك نظرا لكثرتها وتعددها.

ما هي المؤشرات الأكثر فعالية التي ينبغي استعمالها أكثر من غيرها؟

ليس من السهل تزويد القارئ بوصفة مختصرة عن مؤشرات المطابقة التي يجب استعمالها لتفوقها على المؤشرات الأخرى. لأن هذه المؤشرات تتبنى محكات مختلفة لتقويم جودة المطابقة، فالمؤشرات المطلقة تتبنى محك مدى تمثيل النموذج المفترض للبيانات، أي مدى قدرة النموذج النظري (العلاقات التي تؤلفه) على إعادة إنتاج البيانات (الفرق بين مصفوفة التباين والتغاير القائمة على النموذج المفترض ومصفوفة التباين والتغاير لبيانات العينة)، في حين أن المؤشرات الاقتصادية تقوم جودة مطابقة النموذج من زاوية مدى اقتصاده في عدد البارامترات الحرة (أو العلاقات) المستعملة لتمثيل البيانات بدون أن يخل هذا الاقتصاد بقدرة النموذج المفترض على التفسير. وبالتالي عند تكافؤ أداء مؤشرات المطابقة المطلقة لنموذجين نظريين متنافسين، فإن النموذج الذي يقتصد في عدد البارامترات الحرة في التفسير يعتبر أكثر مطابقة من النموذج الذي يستعمل عددا أكبر من البارامترات الحرة لكونه يفتقر إلى خاصية الاقتصاد في عدد البارامترات الحرة الموظفة في النموذج.

معنى ذلك أن المؤشرات الاقتصادية لجودة المطابقة تنطلق من منظور آخر ومحكات أخرى تختلف عن المؤشرات المطلقة. وينسحب نفس الوضع على مؤشرات المقارنة التي تشتق معناها من المقارنة بين النموذج النظري والنموذج القاعدي (الذي قد يكون النموذج المستقل)، أو من المقارنة أو المفاضلة بين النماذج النظرية ذاتها. فهي مؤشرات نسبية تختلف أساسا عن المؤشرات المطلقة والمؤشرات الاقتصادية.

ورغم صعوبة الحسم في قضية انتقاء المؤشرات الأكثر فعالية، تزودنا دراسات المضاهاة الإحصائية ببعض الإرشادات التي تتقاطع أو تتفق في الحكم على جودة بعض المؤشرات وتختلف في الحكم على فاعلية بعض المؤشرات الأخرى. فبراون في معالجته النقدية لأداء مؤشرات المطابقة، اعتمد توصيات "هيو" و"بنتلر" (Hu & Bentler,

(1998, 1999 القائمة على دراسات مضاهاة مستفيضة، والتي مفادها أن مؤشرات المطابقة التي أظهرت فعالية أكثر من غيرها هي:

1. الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)
2. جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية Root Mean Square Residual (SRMR)
3. مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI)
4. مؤشر تاكر- لويس (Tucker-Lewis Index (TLI وأحيانا يسمى بمؤشر المطابقة غير المعياري Non-Normed Fit Index(NNFI).

ويرى "ديامونتوبولوس" و"سيجو" (Diamantopoulos & Siguaw, 2000) **ولاعتبارات عملية، أنه من الأفضل استعمال المؤشرات التالية بالإضافة إلى مربع كاي:**

1. الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)
2. مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع Expected Cross-Validation Index (ECVI)
3. جذر متوسط مربعات البواقي Root Mean Square Residual (RMR)
4. مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI)
5. مؤشر حسن أو جودة المطابقة(Goodness-of-Fit Index (GFI

شوماخر ولوماكس (Schumacker & Lomax, 2004) في كتابهما الواسع الانتشار عن النمذجة بالمعادلات البنائية، وعند معالجتهما للمعلومات التي ينبغي للباحث أن يذكرها بخصوص مؤشرات المطابقة في تقرير بحثه عند استعمال النمذجة بالعادلات البنائية، ينصحان باستعمال المؤشرات التالية علاوة عن استعمال مربع كاي:

1. الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA).

2. مؤشر حسن أو جودة المطابقة (GFI) Goodness-of-Fit Index.
3. مؤشر المطابقة المقارن (CFI) Comparative Fit Index.
4. مؤشر المطابقة المعياري أو المستند إلى معايير (NFI) Normed Fit Index.
5. محك المعلومات لأيكيك (AIC) Akaike Information Criterion وذلك عند مقارنة النماذج الهرمية (أحدها محتوى في الآخر).
6. مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع (ECVI) Expected Cross-Validation Index لتقدير صدق النموذج في العينات الأخرى باستعمال عينة واحدة.

يركز كلاين (Kline, 2005)، وهو من الثقاة في مجال النمذجة، وأسوة بمجموعة من المتخصصين في هذا المجال ومن أمثلتهم "بومسمة" (Boomsma, 2000)؛ "ماك دونالد و"هو" (McDonald & Ho, 2002) بأن مؤشرات المطابقة التي أثبتت الدراسات التقويمية جدارتها، والتي تفوقت أداء على المؤشرات الأخرى تتمثل بالإضافة إلى مربع كاي في المؤشرات التالية:

1. الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA).
2. جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية Root Mean Square Residual (SRMR).
3. مؤشر المطابقة المقارن (CFI) Comparative Fit Index.

ويلاحظ شريبر وآخرون (Schreiber, et al., 2006) - بعد إجراء دراسة نقدية تقويمية حول المنهجية التي اعتمدتها البحوث المنشورة في مجلة الدراسات التربوية (The Journal of Educational Research) عند توظيفها للنمذجة عن طريق المعادلات البنائية بما في ذلك نمذجة التحليل العاملي التوكيدي - بأن مؤشرات المطابقة الأكثر تواترا في هذه الدراسات تمثلت في مؤشر المطابقة المعياري Normed Fit Index(NFI)؛ ومؤشر تاكر- لويس (TLI) Tucker-Lewis Index أو مؤشر المطابقة غير المعياري (Non-Normed Fit Index(NNFI؛ ومؤشر المطابقة التزايدية Incremental Fit Index (IFI)؛ ومؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index

(CFI)؛ ومؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) ثم يفصحون عن موقفهم بناء على الدراسات بأنهم يوصون باستعمال مؤشرات المطابقة التالية:

1. مؤشر تاكر- لويس (TLI) Tucker-Lewis Index أو مؤشر المطابقة غير المعياري Non-Normed Fit Index(NNFI .
2. مؤشر المطابقة المقارن (CFI) Comparative Fit Index.
3. ومؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) .
4. محك المعلومات لأيكيك (AIC) Akaike Information Criterion وذلك عند مقارنة النماذج.

بعد استعراض اقتراحات هؤلاء النقاد، نجد أن مؤشرين حازا على صدارة الاختيار أو الترشيح وهما مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) ومؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI). تليها المؤشرات الأخرى المذكورة سالفا وهي: مؤشر تاكر- لويس (TLI) Tucker-Lewis Index أو مؤشر المطابقة غير المعياري Non-Normed Fit Index (NNFI)؛ ومؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية Root Mean Square Residual (SRMR)، ومؤشر حسن أو جودة المطابقة (GFI) Goodness-of-Fit Index، ومؤشر محك المعلومات لأيكيك Akaike Information Criterion (AIC)، ومؤشر الصدق التقاطعي المتوقع Expected Cross-Validation Index (ECVI) .

ومن جهة أخرى، نجد أن هذه المؤشرات التي أثبتت الدراسات التقويمية فاعليتها مقارنة بمؤشرات المطابقة الأخرى، تغطي المحكات المتباينة التي اعتمدت في تصنيف مؤشرات المطابقة على اختلافها وتنوعها. فمثلا، نلاحظ أن مؤشر مربع كاي Chi-squar (χ^2)، ومؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية Root Mean Square Residual (SRMR)، ومؤشر حسن أو جودة المطابقة(GFI) Goodness-of-Fit

Index تنتمي إلى مجموعة المؤشرات المطلقة؛ في حين أن مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI)، ومؤشر تاكر لويس Tucker-Lewis (TLI) Index أو مؤشر المطابقة غير المعياري Non-Normed Fit Index(NNFI)، تنتمي إلى مجموعة مؤشرات المقارنة. أما محك المعلومات لأيكيك Akaike Information Criterion (AIC)، ومؤشر الصدق التقاطعي المتوقع Expected Cross-Validation Index (ECVI)، ومؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) فتصنف غالبا في زمرة مؤشرات المطابقة الاقتصادية (ومع ذلك فإن مؤشر RMSEA يصنف أحيانا في مجموعة المؤشرات المطلقة). ونخلص من ذلك كله بأن هذه المجموعة المصطفاة من المؤشرات لا تمثل صنفا واحدا أو منظورا واحد بل تمثل الأصناف الثلاثة كلها أو المحكات كلها التي شكلت ضابط التصنيف الثلاثي لمؤشرات المطابقة.

غير أننا في الأمثلة التي سنتناولها بالدراسة والتوضيح سنستعمل جميع المؤشرات التي تتيحها الرزم الإحصائية المستعملة في تحليل بيانات الأمثلة (رزمة ليزرل ورزمة إكس)، مع إعطاء وزن أكثر للمؤشرات السابقة ذات الفعالية.

حدود مؤشرات المطابقة

لقد اندهش القارئ بدون شك من كثرة مؤشرات المطابقة. ولعل السؤال الذي يتبادر إلى ذهنه هل تؤدي هذه المؤشرات ـ على اختلافها ـ إلى نتائج متسقة فيما يتعلق بمطابقة النموذج المفترض، أم من المحتمل جدا أن تختلف نتائجها، بحيث يمكن أن يدل بعضها على مطابقة مرضية للنموذج المفترض في حين يدل بعضها الآخر على سوء مطابقة لذات النموذج. وإذا كانت الاختلافات بين أداء هذه المؤشرات المختلفة ممكنا، فأي المؤشرات التي يجب أن تكون لها الأولوية في الاستعمال؟ وهل عندما تشير المؤشرات التي يستعملها الباحث إلى وجود مطابقة، فهل معنى ذلك أن النموذج صحيح من الناحية الدلالية أو النظرية؟ وهل دلالة ذلك أيضا أنه النموذج الوحيد والفريد الذي يطابق البيانات أم أنه من المحتمل أن توجد نماذج أخرى أكثر قدرة على تفسير بيانات المتغيرات من النموذج المختبر رغم تمتعه بمطابقة جيدة؟ أسئلة عديدة

تطرح نفسها بحيث أن الإجابة عنها من شأنها تصحيح بعض الأفكار غير الدقيقة التي تكتنف استعمال مؤشرات حسن المطابقة ودورها في تبيان صحة النموذج، ولقد حاولنا الإجابة عن بعض هذه الأسئلة الإشكالية في الفقرات السابقة، وسنعمل على الإجابة عن بعضها الآخر في الفقرة الحالية.

إذن لا بد من التطرق إلى الجوانب التالية التي تعكس حدود دور مؤشرات المطابقة، وتصحح بعض التصورات غير الدقيقة التي رافقت استعمالها.

أولا: إن قيم مؤشرات المطابقة على اختلافها تدل فقط على المطابقة العامة أو الإجمالية للنموذج. فالمؤشرات قد تظهر مطابقة عامة جيدة للنموذج المفترض، رغم أنه قد يحتوي على مشاكل موضعية في بعض جوانب النموذج(Brown, 2006; Byrne,1998). بمعنى أن بعض مسارات النموذج الدالة على علاقات المتغيرات المستقلة بالمتغيرات التابعة (الكامنة) أو متغيرات تابعة (كامنة) بمتغيرات تابعة(كامنة) قد تكون سالبة بينما هي في الحقيقة موجبة؛ أو قد تكون قيمة مسار أو بعض المسارات غير دالة إحصائية ومع ذلك فإن الانطباع العام عن النموذج بناء على نتائج مؤشرات المطابقة العامة بأن مطابقة النموذج للبيانات جيدة.

والدرس المستقى من هذه الفكرة أنه لا ينبغي أن يكتفي الباحث بمؤشرات المطابقة التي استعملها، ويركن إلى نتائجها العامة بأن نموذجه المفترض يتمتع بمطابقة جيدة للبيانات بدون أن يتبع ذلك بفحص دقيق موضعي لجوانب النموذج، ليكشف عن بعض مواطن الخلل في النموذج رغم توفر النموذج على مطابقة عامة.

ثانيا: إن المؤشرات التي أظهرت جودة المطابقة للنموذج المفترض يجب ألا تجعلنا نؤول بأن هذه المطابقة دليل على صحة التنظير، أو أنها دليل على صدق العلاقات المفترضة بين متغيرات النموذج المفترض، أو أنها دليل على أن نموذج البحث المفترض هو النموذج الوحيد الصحيح ، وأنه لا توجد نماذج أخرى منافسة له، أو نماذج أخرى في نفس الموضوع يمكن أن تتفوق عليه. إن تمتع نموذج معين

بالمطابقة لا يعني إطلاقا أنه قائم على تنظير صحيح، ولا يعني إطلاقا أنه النموذج الوحيد في مجاله ولا توجد نماذج منافسة تتفوق عليه في جودة المطابقة مع البيانات (Browne, 2006; Raykov & Marcoulides, 2006; Schumacker & Lomax, 1996, 2004).

ثالثا: عملية تقويم صحة النموذج ليست عملية فنية إحصائية صرفة تناط بعاتق مؤشرات المطابقة وما يستتبع ذلك من تعديل للنموذج النظري بناء على مؤشرات التعديل الإحصائية، وأن موضوع اختبار النموذج وتقويم صحته شأن إحصائي صرف ولا علاقة له البتة بتنظير الباحث. إن مؤشرات المطابقة يمكن أن تبين بأن النموذج النظري ضعيف المطابقة، ولا ينسجم مع البيانات، وبالتالي يحتاج إلى تعديل، لكن لا تستطيع إثبات صحة النموذج عندما تظهر المؤشرات الإحصائية مطابقته مع البيانات، لأن ذلك لا يستبعد وجود نماذج نظرية أخرى أكثر جودة وصحة. لكن التأصيل النظري وتنظير الباحث هما اللذان يعززان المؤشرات الإحصائية بإمدادها بالأساس التنظيري، وبالبينات والدليل النظري المنطقي على صحة النموذج.

التطبيق على المثال: نتائج مؤشرات المطابقة للنموذج العاملي المفترض

بعد إعداد ملف التعليمات لاختبار نموذج المثال الموضح في الشكل (3←1) في الفصل الثالث، استعملنا حزمة ليزرل لتحليل البيانات. وقبل التعرف على نتائج مؤشرات المطابقة يعرض ليزرل معلومة هامة تتعلق بإحصاء وتبيان موقع بارامترات النموذج التي تحتاج إلى تقدير وذلك كما يلي (الجدول: 4-4):

جدول (4-4): تعيين البارامترات الحرة وغير الحرة أو الثابتة parameter specifications

مصفوفة تشبعات المؤشرات المقاسة على عامليها LAMBDA-X

	NEROTICI	EXTRAVER
N1	0	0
N2	1	0
N3	2	0
N4	3	0
EX1	0	0
EX2	0	4
EX3	0	5
EX4	0	6

مصفوفة الارتباطات أو التغاير بين العاملين الكامنين PHI

	NEROTICI	EXTRAVER
NEROTICI	7	
EXTRAVER	8	9

مصفوفة تباين وتغايرأخطاء قياس المؤشرات. وبافتراض أن الأخطاء مستقلة وبالتالي فإن الأرقام تشير إلى الخلايا القطرية التي تحتوي على تباين أخطاء قياس المؤشرات THETA-DELTA

N1	N2	N3	N4	EXT1	EXT2
10	11	12	13	14	15

THETA-DELTA

EXT3	EXT4
16	17

لاحظ أن البرنامج يعرض البارامترات المقدرة في ثلاث مصفوفات تحمل مسميات أحرف إغريقية. المصفوفة الأولى وتدعى لامبدا للمتغيرات المستقلة LAMBDA-X وهي مصفوفة تشبعات المؤشرات أو المتغيرات المقاسة (الموجودة في الصفوف) على المتغيرين أو العاملين الكامنين الموجودين بالعمودين. أما القيم فليست

تشبعات وإنما تحصي البارامتر (التشبع) هل هو حر التقدير أم ثابت. وتدل الأصفار على البارامترات المثبتة، أما الأعداد التسلسلية (العد) فتدل على البارامترات الحرة. إذن تدل مصفوفة لامبدا الخاصة بالتشبعات على وجود 6 بارامترات (تشبعات للتقدير) حرة وهي تشبعات كل من N2, N3, N4 على neuroticism أي العصابية، وتشبعات كل من EX2, EX3, EX4 على extraversion أي العصابية.

أما المصفوفة الثانية المسماة بمصفوفة "فاي" PHI فتدل على التباين والتغاير بين العاملين الكامنين، ولذلك فالعدد التسلسلي (7) والعدد (9) يدلان على تباين العامل الأول(العصابية) والعامل الثاني (الانبساطية) على التوالي، ويدل العدد التسلسلي (8) على تغاير العاملين السابقين. وتباين العاملين وتغايرهما كلها بارامترات تحتاج إلى تقدير (حرة).

وأخيرا نصادف مصفوفة "ثيتا-دلتا" THETA-DELTA وهي مصفوفة تتعلق بأخطاء المؤشرات. والمفروض أن تعرض البيانات (أو الأرقام التسلسية) بشكل مصفوفة كاملة (تباين خطأ المؤشرات الثمانية الموجودة في بداية الصفوف توجد أيضا في رأس الأعمدة بحيث تدل الخلايا القطرية على تباين كل خطأ، في حين تدل الخلايا الأخرى على تغاير الأخطاء. غير أن الباحث افترض أن الأخطاء مستقلة ولا توجد علاقة بينها وبالتالي بقية الخلايا تكون صفرية باستثناء الخلايا القطرية التي تدل على التباين الذي تحتاج إلى تقدير. واختصارا في الحيز ذكرت بشكل صف من ثماني خلايا حسب عدد أخطاء المتغيرات. وأخطاء التباين الثمانية للمؤشرات تعتبر كلها بارامترات للتقدير أي حرة. وبالتالي فإن العدد الإجمالي للبارامترات الحرة 17 . وهو نفس العدد الذي أحصيناه في السابق عندما كنا بصدد تعيين النموذج لتقدير درجات الحرية. إذن هذا الجزء من النتائج يمكنك من التأكد من صحة تعيينك للبارامترات الحرة.

بعد ذلك ينبغي أن نطلع على مؤشرات المطابقة للنموذج المفترض ككل، وتزود حزمة ليزرل ـ شأنها في ذلك شأن الحزم الإحصائية المتخصصة الأخرى ـ مستعملها بعدد كبير من المؤشرات سواء أكانت المؤشرات التي أظهرت دراسات المضاهاة

الإحصائية التقويمية جودتها أو المؤشرات الأقل جودة. إن مؤشرات المطابقة للنموذج ككل لمثالنا كما تعرضها حزمة ليزرل هي كما يلي (جدول : 4←5):

جدول (4-5): مؤشرات المطابقة المختلفة كما تعرضها حزمة ليزرل

Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 19
Minimum Fit Function Chi-Square = 13.2318 (P = 0.8265)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 12.6610 (P = 0.8555)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0 ; 4.5222)
Minimum Fit Function Value = 0.05314
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0 ; 0.01816)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0 ; 0.03092)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.9924
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.2129
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.2129 ; 0.2310)
ECVI for Saturated Model = 0.2892
ECVI for Independence Model = 7.0768
Chi-Square for Independence Model with 28 Degrees of Freedom = 1746.1242
Independence AIC = 1762.1242
Model AIC = 46.6610
Saturated AIC = 72.0000
Independence CAIC = 1798.2959
Model CAIC = 123.5259
Saturated CAIC = 234.7726
Normed Fit Index (NFI) = 0.9924
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 1.0049
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.6734
Comparative Fit Index (CFI) = 1.0000
Incremental Fit Index (IFI) = 1.0033
Relative Fit Index (RFI) = 0.9888
Critical N (CN) = 682.0501
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.6947
Standardized RMR = 0.01944
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.9874
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.9762
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.5212

وليس شرطا أن يستعمل الباحث كل المؤشرات، ولكن يمكن أن يستعمل مجموعة منها بحيث أن كل مؤشر يقدر المطابقة من زاوية مختلفة. ولقد صنفنا في السابق هذه المؤشرات على تعددها إلى مؤشرات المطابقة المطلقة Absolute Fit indices، والمؤشرات الاقتصادية Parcimony Correction Indices، ومؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية Comparative Fit Indices / incremental Fit Indices. وينبغي إيراد على الأقل مؤشر من مؤشرات كل مجموعة، ولا ينبغي أن تكون المؤشرات التي يستعملها الباحث لاختبار مطابقة نموذجه تنتمي كلها إلى صنف واحد فقط. كأن تكون كلها مؤشرات مطلقة مثلا، بل يستحسن أن يكون بعضها من المؤشرات المطلقة وبعضها من مؤشرات المقارنة وبعضها من المؤشرات الاقتصادية.

ولقد أعدت تنظيم نتائج مؤشرات المطابقة مستعملا التصنيف الثلاثي السابق، بطريقة أكثر وضوحا في الجدول (4-6).

الجدول (4-6): مؤشرات المطابقة الإجمالية المحسوبة أو التجريبية والنموذجية للنموذج العاملي الثنائي العوامل للشخصية

الاختصار الذي يعرف به المؤشر	الترجمة العربية له	القيم المحسوبة لمؤشرات المطابقة	قيم المؤشر الدالة على وجود مطابقة (قيم المؤشر النموذجية)
مؤشرات المطابقة المطلقةAbsolute Fit indices			
χ^2	مربع كاي	مربع كاي= 13.23 بدرجات حرية 19 (p=0.83) غير دال إحصائيا	- أن تكون غير دالة. - إذا كان يساوي صفرا يدل على مطابقة تامة.
(RMR)	مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي	يساوي 0.69	- ينبغي أن تكون دون(0.1)
(SRMR)	مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية	يساوي 0.02	- ينبغي أن تكون دون(0.1)

(GFI)	مؤشر حسن المطابقة	يساوي 0.98	- يساوي أو أكبر من (0.90)
(AGFI)	مؤشر حسن المطابقة المصحح	يساوي 0.98	- يساوي أو أكبر من (0.90)
(PGFI)	مؤشر حسن المطابقة الاقتصادي	يساوي 0.52	- ينبغي أن يكون أكبر من 0.50 والأفضل أن يتعدى 0.6
مؤشرات الافتقار للاقتصاد Parcimony Correction Indices			
(RMSEA)	الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب	يساوي 0.0 حدود الثقة عند 90٪ القيمة الصغرى:0.0 القيمة الكبرى:0.03	- المؤشر دون(0.05) يدل على مطابقة جيدة - المؤشر بين (0.05-0.08) يدل على مطابقة مقبولة - المؤشر بين (0.08-0.10) يدل على مطابقة غير كافية mediocre - المؤشر أعلى من (0.10) يدل على سوء المطابقة. حدود الثقة عند 90٪ الدالة على المطابقة يجب أن تتراوح من الصفر إلى 0.08، أي أن الحد الأصغر يجب أن يكون دون 0.05 بكثير، أي قريبة من الصفر، أما الحد الأكبر فيجب ألا يتعدى 0.08
P-Value for Close Fit	الدلالة الإحصائية للمطابقة القريبة	تساوي 0.99	- يجب أن تكون قيمته أكبر من 0.50
(ECVI)	مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع	النموذج الحالي=0.21 النموذج المشبع=0.30 النموذج المستقل=7.08	- يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري.

(AIC)	محك المعلومات لأيكيك	النموذج الحالي=46.66 النموذج المشبع=72.00 النموذج المستقل=1762.12	- يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري.
(CAIC)	محك المعلومات المتسق لأيكيك	النموذج الحالي=123.53 النموذج المشبع=234.77 النموذج المستقل=1798.30	- يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري.
مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية Comparative / incremental Fit Indices			
(CFI)	مؤشر المطابقة المقارن	يساوي 1.00	- قيمة المؤشر أعلى من (0.90) تدل على مطابقة معقولة
(NNFI) أو(TLI)	مؤشر المطابقة غير المعياري أو مؤشر تاكر-لويس Tucker-Lewis Index	يساوي 1.00	- قيمة المؤشر أعلى من (0.90) تدل على مطابقة معقولة
(NFI)	مؤشر المطابقة المعياري	يساوي 0.99	- قيمة المؤشر أعلى من (0.90) تدل على مطابقة معقولة
(PNFI)	مؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي	يساوي 0.67	- قيمة المؤشر أعلى من (0.5) تدل على مطابقة معقولة، ويفضل أن يكون أكبر من (0.6).

إن أغلب مؤشرات المطابقة تدل على حسن مطابقة النموذج الموضح في الشكل (3-1) الموجود في الفصل الثالث. فمثلا نجد أن مربع كاي الذي يساوي 13.23 بدرجات حرية 19 غير دال إحصائيا. أي أن الفرضية الصفرية (H_0) التي مفادها أنه لا يوجد فرق بين النموذج المفترض أو المتوقع والنموذج الحقيقي المناظر له في المجتمع $\Sigma = \Sigma(\theta)$ لا يمكن رفضها، أي يوجد تطابق بين نموذج المجتمع والنموذج المقيد المفترض أو المتوقع.

ثم إن أكثر مؤشرات المطابقة فعالية وأداء وهو الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) (بحيث إن القيمة التي تقل عن0.05 على هذا المؤشر تدل على مطابقة جيدة)، نجد أن قيمته في المثال الحالي تساوي 0.00 وبالتالي يدل على مطابقة متميزة.

ومن جهة أخرى، نجد أن مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية Standardized Root Mean Square Residual (SRMR) قيمته في المثال الحالي (0.02) وهو دون (0.1) مما يدل على مطابقة جيدة.

ويعتبر مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) من أفضل المؤشرات القائمة على المقارنة. فإن القيمة التي تتعدى (0.90) يمكن أن تدل على مطابقة معقولة لنموذج البحث أو المفترض، ونجد أن قيمته في المثال الحالي (0.98) تدل على تمتع النموذج بمطابقة مرتفعة.

والقيم الحالية لمؤشر حسن المطابقة Goodness-of-Fit Index (GFI)، ومؤشر حسن المطابقة المصحح Adjusted Goodness-of-Fit Index أو (AGFI) كلها أعلى من مستوى (0.90) الذي يدل على وجود مطابقة.

كما أن قيم مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية، نذكر منها مؤشر المطابقة المعياري أو المستند إلى معايير Normed Fit Index (NFI)، ومؤشر المطابقة غير المعياري Non Normed Fit Index (NNFI) أو مؤشر "تاكر- لويس" Tucker-Lewis Index (TLI)، باستثناء مؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي Parsimony-adjusted

Normed Fit Index (PNFI) كلها أعلى من (0.90)، بل تكاد قيمها تساوي الواحد الصحيح الذي يدل على وجود مطابقة تامة.

كما أن قيمة مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع Expected Cross-Validation Index (ECVI) الذي يساوي (0.21) للنموذج المفترض الحالي أدنى من مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع لكل من نموذج استقلال المتغيرات Independence model، والنموذج المشبع Saturated model. ومحك المعلومات لأيكيك Akaike Information Criterion (AIC) وقيمته الحالية (46.66) أدنى من النموذج المستقل المتغيرات والنموذج المشبع. كما أن قيمة محك المعلومات المتسق لأيكيك Consistent Akaike Information Criterion (CAIC) أصغر من قيم المؤشر لكل من النموذج المستقل والنموذج المشبع.

والخلاصة، عند مقارنة قيم المؤشرات المحسوبة كما تظهرها نتائج التحليل باستعمال حزمة ليزرل، بقيم المدى الأمثل لحسن المطابقة كما هو مبين في الجدول (4-6) السابق، يتبين جليا أن جل مؤشرات المطابقة تشير إلى تمتع النموذج بمطابقة إجمالية جيدة.

نتائج تقدير البارامترات الفردية للنموذج المفترض (تقويم المطابقة التفصيلية لعناصر النموذج)

بعد الاطمئنان على تمتع النموذج بمطابقة إجمالية، ننتقل إلى الفحص التفصيلي للنموذج المفترض لأن وجود مطابقة إجمالية جيدة ليس ضمانا كافيا على أن كل مكونات النموذج أو العلاقات المفترضة تخلو من مواطن الخلل. ومن الاستراتيجيات المتبعة لتقويم فعالية المكونات الفردية أو عناصر النموذج ما يلي:

أولا: فحص قيم البارامترات التي تم تقديرها

وينبغي أن يركز هذا الفحص على الجوانب التالية:

1. فحص قيم البارامترات فيما إذا كانت تنطوي على شذوذ في إشاراتها أو قيمها. كأن يتجاوز معامل الارتباط الواحد الصحيح الذي يمثل سقفه النظري. أو كأن تكون بعض قيم التباين سالبة، علما أن قيم التباين يجب أن تكون دائما موجبة.

2. الخطأ المعياري لقيم البارامترات.
3. فحص الدلالة الإحصائية لقيم تقدير البارامترات (قيم معاملات الانحدار سواء أكانت تشبعات، أو مسارات بين متغيرات كامنة) أو كانت علاقات تغاير أو ارتباطات بين العوامل أو المتغيرات الكامنة.
4. هل مستوى المعاملات (أو العلاقات)، أي قيمها ترقى إلى المستوى المتوقع، أم أن قيم المعاملات أو العلاقات منخفضة على الرغم من دلالتها الإحصائية.
5. ثم هل اتجاه العلاقات بعد حساب بارامترات النموذج تنسجم مع اتجاه العلاقات في النموذج المفترض، أي تتوافق مع التنظير أم تناقضه رغم كونها دالة إحصائيا، ورغم حجمها الكافي. قد يفترض النموذج أن العلاقة الارتباطية بين العاملين: العصابية والانبساطية سالبة، لكن قد تظهر نتائج التحليل بأنها موجبة، مما يناقض تنظير الباحث.

ثانيا: فحص مكون القياس للنموذج

أي مدى دقة المؤشرات واتساقها في قياس العوامل التي تنتسب إليها (الثبات)، ومدى صلاحية هذه المؤشرات وكفايتها وملاءمتها وتمثيلها واستيعابها للدلالة النظرية للمفاهيم أو العوامل التي تنتمي إليها (الصدق).

ويدل مفهوم الثبات على مدى اتساق درجات المقياس أو الاختبار. وحتى يسهل تصور الثبات، يمكن اعتماد التعريف القائم على مفهوم الخطأ العشوائي، وبالتالي فإن معامل الثبات يدل على نسبة التباين الخالي من الخطأ العشوائي. فالثبات الذي مقداره 0.8 مثلا، يقرأ ـ وفقا لهذا التعريف ـ بأنه يدل على أن درجات المقياس تنطوي على نسبة مئوية من التباين الخالي من الخطأ العشوائي مقداره 80٪، وباقي النسبة المئوية (20٪) فتدل على مقدار الخطأ العشوائي التي شابت درجات المقياس.

أما الصدق فيدل على ارتباط درجات المقياس بأهدافه، أو أغراضه، أو وظيفته. كما يتمثل الصدق في طريقة تأويل النتائج، بحيث أن عملية التأويل تتأثر بأغراض استعمال المقياس، وتطبيقاته، والنتائج المترتبة عن توظيفه.

وفيما يلي نتائج تقدير بارامترات النموذج (جدول: 4-7):

جدول (4-7): قسم من النتائج التي تنطوي على تقديرات قيم البارامترات غير المعيارية (مقاسة بوحدات قياسها الأصلية). وهذه البارامترات هي التشبعات، تغاير العاملين، وتباين وتغاير أخطاء قياس المؤشرات

مصفوفة تشبعات المؤشرات المقاسة على عواملها LAMBDA-X

	EROTICI العصابية	EXTRAVER الانبساطية
N1	1.0000	- -
N2	0.9421	- -
	(0.0525)	
	17.9452	
N3	1.0706	- -
	(0.0603)	
	17.7554	
N4	0.9968	- -
	(0.0517)	
	19.2737	
EX1	- -	1.0000
EX2	- -	1.0745
		(0.0790)
		13.6089
EX3	- -	0.9353
		(0.0725)
		12.9011
EX4	- -	0.8137
		(0.0725)
		11.2246

مصفوفة التباين والتغاير بين العاملين: العصابية والانبساطية PH

	NEROTICI	EXTRAVER
NEROTICI	25.4367	
	(2.9175)	
	8.7186	
EXTRAVER	-10.5542	23.1466
	(1.9313)	(3.2068)
	-5.4647	7.2179

مصفوفة تباين أخطاء المؤشرات المقاسة THETA-DELTA

N1	N2	N3	N4	EX1	EX2
7.0533	8.7816	11.8074	7.2168	12.8534	11.7182
(0.9123)	(1.0050)	(1.3361)	(0.9217)	(1.5900)	(1.6118)
7.7309	8.7376	8.8374	7.8299	8.0837	7.2702

EX3	EX4
12.2411	16.0359
(1.4670)	(1.6760)
8.3441	9.5678

يظهر هذا القسم من النتائج ثلاث مصفوفات من القيم التي تم تقديرها باستعمال دالة الاحتمال الأقصى Maximum Likelihood التي تعمل على العثور على تشكيلة من القيم للبرامترات موضوع التقدير بعد محاولات متعددة لتحقيق أقصى تقارب محتمل بين التباين والتغاير لمصفوفة النموذج ومصفوفة التباين والتغاير بين المؤشرات المقاسة للعينة. كما تظهر النتائج مصفوفة قيم التشبعات المقدرة، ومصفوفة التباين والتغاير للعاملين الكامنين المدروسين، ومصفوفة تباين الخطأ بدون تغاير (ارتباط) بين أخطاء القياس لأننا افترضنا أن هذه الأخطاء مستقلة. ولذلك وضعت في صف أو سطر بدل رصدها في مصفوفة اختصارا للحيز. كما ينبغي التنبيه إلى أن القيم المقدرة للبارامترات (التشبعات، تباين وتغاير العاملين، تباين الخطأ) رصدت كلها بوحدات قياسها (درجاتها) الأصلية وبالتالي فهي قيم غير معيارية.

في كل خلية من خلايا المصفوفات الثلاث السابقة توجد ثلاث قيم باستثناء خلية تشبع N1 على EROTICI، وخلية تشبع EXT1 على EXTRAVER التي تحتوي على قيمة 1، لأن هذين التشبعين ثبتا قبل التحليل لتوحيد وحدة القياس للمتغيرين أو العاملين الكامنين العصابية والانبساطية. فالقيم الأولى تدل على قيم تقدير البارامترات، والقيم الثانية الموضوعة داخل قوسين فتدل على الأخطاء المعيارية Standard error variance، والقيم الثالثة تدل على قيم النسبة التائية لستيودنت t-test.

وقبل توضيح كيفية قراءة النتائج، لا بد أولا من نظرة فاحصة لقيم النتائج للكشف عن أي شذوذ مظهري لها، والشذوذ قد يتجلى في أن البارامترات المقدرة تنطوي على إشارات عكس ما هو متوقع. ففي مصفوفة فاي (مصفوفة التباين والتغاير بين المتغيرات الكامنة المستقلة أي بين العاملين)، لو أن قيمة التغاير بين العصابية والانبساطية رصدت موجبة (أي 10.55+)، والعلاقة الموجبة تدل على أن الارتفاع في العصابية يرافقه ارتفاع في الانبساطية الأمر الذي يسري عكس التوقع بأن العصابية تقترن بانخفاض الانبساطية، فيجب أن تكون قيمة التغاير سالبة وليست موجبة. أظهر التحليل أن معامل الارتباط بين عامل العصابية وعامل الانبساطية يساوي (0.43-) كما هو موضح في الرسم التخطيطي للنموذج في الشكل (4-2). ثم إن معاملات الارتباط لم تتعدى سقفها النظري أي لا توجد ارتباطات تتعدى قيمها الواحد الصحيح.

أيضا يجب ألا تكون قيمة تباين معين أو بعض قيم التباين سالبة الإشارة سواء أكانت قيم تباين المتغيرات الكامنة أو العوامل، أو قيم تباين الخطأ لأن وجوده يدل على أن نتائج التقدير الإحصائي غير مقبولة، وبالتالي كل نتائج التحليل مدعاة للشك في دقتها. ونظرة سريعة للتباينات (تباين العاملين في مصفوفة فاي، أي تباين العصابية 25.4367 وتباين الانبساطية 23.1466 وقيم تباين الخطأ في مصفوفة ثيتا-دلتا) نلاحظ أن كلها موجبة.

بعد هذا الفحص السريع لقيم النتائج، ننتقل الآن إلى توضيح كيفية قراءة قيم تقديرات البارامترات.

لنبدأ أولا بمصفوفة تشبعات المؤشرات المقاسة على عامليها التي تظهرها المصفوفة المسماة بمصفوفة "لامبدا"، نجد أن تشبع مؤشرN2 (العدوانية) على العصابية قدره 0.94 (عند الاكتفاء برقمين بعد الفاصلة)، ومعناه أن ارتفاع العصابية بوحدة واحدة (أو بدرجة واحدة أو بنقطة واحدة)، يرتبط بارتفاع في العدوانية بمقدار0.94. وبالمثل لما كان تشبع EX4 (العواطف الإيجابية) على عامل الانبساطية قدره0.81 دل ذلك على أن ازدياد الانبساطية بوحدة واحدة يقترن بازدياد قدره0.81 في العواطف الإيجابية.

إن القيم الموضوعة بين قوسين تدل على الأخطاء المعيارية standard error، والأخطاء المعيارية تبين مدى تدخل أو تأثير أخطاء المعاينة (اختيار العينات) في تقدير بارامترات النموذج المفترض من المجتمع. أي إلى أي حد تقترب قيم تقدير بارامترات النموذج من البارامترات الحقيقية للمجتمع. وبتعبير آخر أن الخطأ المعياري يمكّن من تقييم إلى أي مدى يحتمل أن تكون عليه استقرار قيم بارامترات النموذج المقدرة، إذا أمكن اختبار مطابقة النموذج مرارا بأخذ عينات عديدة من المجتمع. إن الأخطاء المعيارية لا يجب أن تكون صغيرة جدا أو كبيرة جدا. فالخطأ المعياري القريب من الصفر يجعل عملية حساب الدلالة الإحصائية (النسبة التائية t-test أو النسبة الزائية z- statistic) غير ممكنة. والخطأ المعياري المرتفع (مدى حدود الثقة واسعة) تدل على الافتقار إلى الدقة في تقدير قيم البارامترات، وعلى انخفاض قوة الأسلوب الإحصائي (Test power) المستعمل في تقدير البارامتر على الكشف عن الدلالة الإحصائية بأن البارامتر لا يساوي صفرا.

إجمالا، يمكن القول أنه كلما صغر الخطأ المعياري دل على مستوى مرتفع من الدقة في تقدير البارامتر، لكن يجب ألا يكون صغيرا جدا لدرجة الاقتراب من الصفر. ذلك أنه بانتفاء الخطأ المعياري لاقترابه من الصفر ينتفي معه حساب الدلالة الإحصائية للبارامتر. وفي المقابل، كلما ارتفعت قيمة الخطأ المعياري دل ذلك على انخفاض الدقة في تقدير بارامتر المجتمع. لكن للأسف لا توجد قاعدة تحدد متى نعتبر قيمة الخطأ المعياري مرتفعة، أي ما هو المستوى الذي إذا تعداه الخطأ المعياري اعتبر وضعا إشكاليا. والسبب في ذلك أن حجم الخطأ المعياري يتأثر بوحدة قياس المؤشرات والمتغيرات الكامنة التي تكون متباينة، ويتأثر أيضا بحجم قيم تقدير معالم البارامترات التي تتوقف على طبيعة البيانات.

وبالرجوع إلى النتائج السابقة لا تبدو ثمة مشكلة تتعلق بحجم الأخطاء المعيارية للتشبعات، وقيم تباين أخطاء المؤشرات.

القيمة الثالثة بالنسبة لكل بارامتر في النتائج أعلاه تدل على قيمة النسبة التائية للدلالة الإحصائية، والتي تعكس القيمة المقدرة للبارامتر مقسومة على الخطأ المعياري له. فبالنسبة ل N2 تساوي 0.9421 مقسوما على0.0525. وبالتالي فإن النسبة التائية

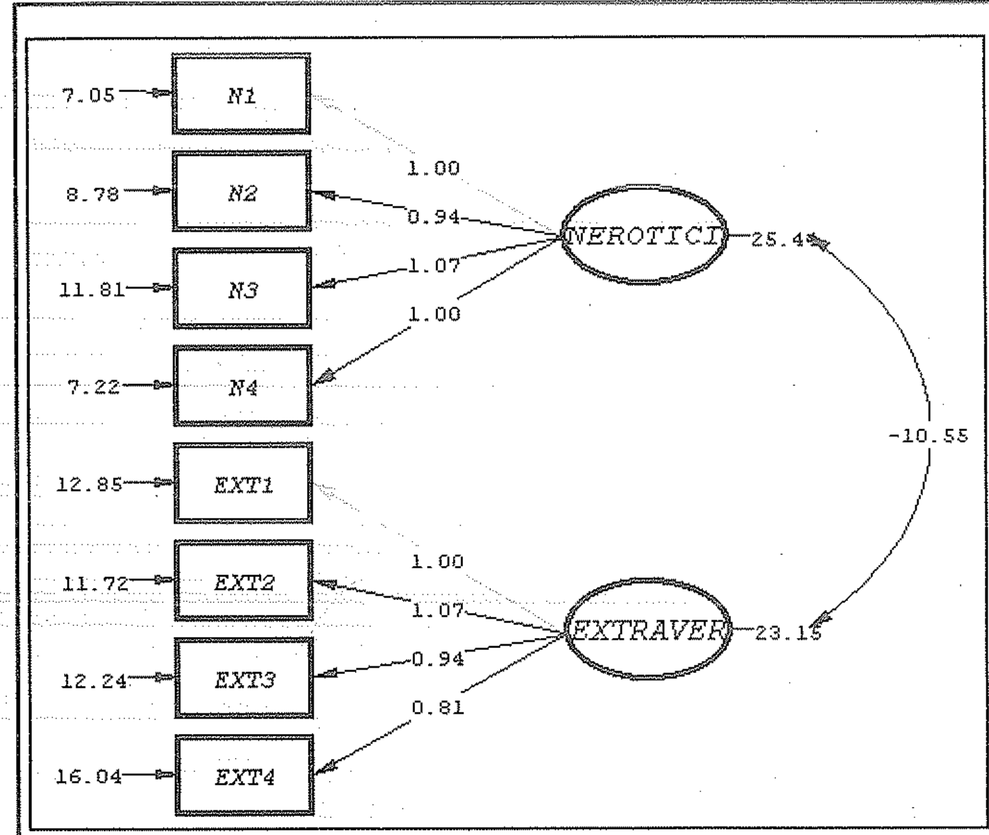
هنا هي في الواقع نسبة زائية z- statistic لاختبار بأن قيمة البارامتر المقدر يختلف إحصائيا عن الصفر عند مستوى ثقة معينة. فعند استعمال مستوى دلالة إحصائية (ألفا α دون 0.05) مثلا، إن قيمة الاختبار الإحصائي يجب أن يكون أكبر من1.96 أو يساوي هذه القيمة الحرجة لكي يتسنى رفض الفرضية الصفرية التي تنص بأن قيمة البارامتر تساوي صفرا في المجتمع، وبالتالي يمكن التعرف على البارامترات (التشبعات، تباين الأخطاء، تباين وتغاير العوامل) الدالة إحصائيا والبارامترات غير الدالة إحصائيا. فالتشبعات التي تفتقر إلى دلالة إحصائية، وعندما تكون العينة ذات حجم كاف، تكون مرشحة للحذف، أي يتم حذف المؤشر الذي يتشبع على عامله تشبعا غير دال إحصائيا في وجود عينة كافية.

أما أخطاء قياس المؤشرات فيفضل ألا تكون كبيرة، أي لا تشكل نسبة كبيرة من مجمل التباين في المؤشر المقاس الذي لم يقو العامل الذي ينتسب إليه المؤشر من تفسيره.، لكن هل معنى ذلك يجب أن تكون غير دالة إحصائيا، أي أنها لا تختلف عن الصفر في المجتمع؟

إن أخطاء القياس غير الدالة إحصائيا تدل على أن تباين المؤشرات المقاسة تخلو من الأخطاء العشوائية، وهذا وضع مثالي غير واقعي لأن المؤشرات المقاسة كما تتجلى في أدوات القياس والاختبارات والمقاييس في العلوم الاجتماعية ـ بما في ذلك العلوم التربوية والسلوكية (علم النفس) ـ لا بد أن تحتوي على هامش من الخطأ؛ إذ أن خلوها من الخطأ معناه أن ثمة إشكالا معينا أفرز هذا الوضع غير الواقعي وغير الطبيعي لأدوات القياس المستعملة، وبالتالي للمؤشرات المقاسة التي استعملت لقياس العوامل التي تنتمي إليها. ولذلك يفضل أن تكون أخطاء القياس دالة إحصائيا لكن منخفضة أو صغيرة الحجم.

لفحص قيم النتائج أعلاه، نجد أن قيم النسبة التائية (القيمة الثالثة لكل بارامتر أسفل القيمة الموضوعة بين قوسين) لجميع التشبعات، وتباين وتغاير العاملين كلها بعيدة عن1.96 عند مستوى دلالة 0.05؛ وأعلى من2.56 عند مستوى دلالة0.01. والخلاصة أن كل التشبعات دالة إحصائيا، مما يدل على أنه توجد علاقة بين المؤشرات بعاملها. كما أن علاقة عامل العصابية بعامل الانبساطية سالبة كما هو مفترض في

النموذج، ودالة إحصائيا. ويوضح الشكل (4-1) النموذج التخطيطي لمسارات النموذج العاملي الذي أخذناه من نتائج حزمة ليزرل. وينطوي الشكل على المسارات المختلفة الدالة على تشبعات المؤشرات المقاسة بالعاملين، كما ينطوي على قيم تقدير البارامترات (التشبعات والتغاير بين العاملين) بوحدات قياسها الأصلية، أي غير المعيارية أو غير الموحدة.



الشكل (4-1): مسار تخطيطي للنموذج العاملي مستقطعا من نتائج ليزرل محتويا على البارامترات المقدرة بوحدتها الأصلية غير المعيارية. يدل السهم المحدب المزدوج الاتجاه على التغاير covariance بين عامل العصابية وعامل الانبساطية. وتدل الأسهم الوحيدة التي تتجه من الشكلين البيضاويين (أو الدائرتين) إلى المستطيلات (المؤشرات المقاسة) على التشبعات بوحدات غير معيارية، وتدل الأسهم الصغيرة الموجودة يسار المؤشرات المقاسة (المستطيلات) على تباين أخطاء القياس error variance أو بواقي تباين المؤشرات المقاسة التي لم يقو العامل الذي ينتسب إليه المؤشر المقاس من تفسيرها، ولذلك سميت أيضا بالبواقي residuals

إن ما تقدم كان يتعلق بقيم البارامترات (التشبعات، تباين الخطا، تغاير العاملين الكامنين) باستعمال الوحدات الأصلية لقياس المتغيرات، غير أن اختلافها يجعل من غير الممكن الحكم على حجم قيمة البارامترات أو المقارنة بينها. ولذلك من الأفضل أن تفحص أيضا نتائج تقدير البارامترات ولكن بوحدات معيارية، بمعنى بعد توحيد وحدة قياس المتغيرات على اختلافها بجعل انحرافها المعياري يساوي الواحد الصحيح ومتوسطها يساوي صفرا. وفيما يلي نفس البارامترات لكن حولت قيم تقديراتها إلى وحدات معيارية (الجدول: 4-8).

الجدول (4-8): قسم من النتائج التي تنطوي على تقديرات قيم البارامترات المعيارية. وهذه البارامترات هي التشبعات، تغاير العاملين، وتباين وتغاير أخطاء قياس المؤشرات

مصفوفة تشبعات المؤشرات المقاسة على عواملها LAMBDA-X

	العصابية NEROTICI	الانبساطية EXTRAVER
N1	0.8848	
N2	0.8485	
N3	0.8436	
N4	0.8820	
EX1		0.8018
EX2		0.8338
EX3		0.7895
EX4		0.6990

مصفوفة الارتباط بين العاملين: العصابية والانبساطية PHI

	NEROTICI	EXTRAVER
NEROTICI	1.0000	
EXTRAVER	-0.4350	1.0000

مصفوفة تباين أخطاء المؤشرات المقاسة THETA-DELTA

N1	N2	N3	N4	EX1	EX2	EX3	EX4
0.2171	0.2800	0.2883	0.2221	0.3570	0.3048	0.3768	0.5113

الآن بعد توحيد وحدات قياس المتغيرات يمكن الحكم على حجم القيمة المقدرة للبارامتر، كما يمكن المقارنة بين قيم البارامترات المقدرة التي تنتمي إلى نفس الصنف.

لنركز أولا على مصفوفة التشبعات، بما أن وحدة قياس المؤشر والمتغير الكامن تم توحيدها بتحويلها إلى درجات معيارية بانحراف معياري يساوي الواحد الصحيح وبمتوسط يساوي صفرا، فيمكن تأويل تشبع المؤشرات على عاملها كما تؤول معاملات الانحدار المعيارية في الانحدار المتعدد. فمثلا تشبع مؤشرN2 (العدوانية) على عامل العصابية قدره 0.85 (عند الاكتفاء برقمين بعد الفاصلة)، معناه أن ارتفاع العصابية بدرجة معيارية واحدة، يرتبط بارتفاع في العدوانية قدره0.85 درجة معيارية. وبالمثل لما كان تشبع EX4 (العواطف الإيجابية) على عامل الانبساطية قدره0.70 دل ذلك على أن ازدياد عامل الانبساطية بدرجة معيارية واحدة، يرتبط بارتفاع في العواطف الإيجابية بمقدار0.70 درجة معيارية.

ومن الأهمية بمكان معرفة أن أي تشبع معياري لمؤشر معين على عامل كامن واحد فقط بحيث لا يتشبع في ذات الوقت على العامل الكامن الثاني (أي لا يوجد ما يدعى بالتشبعات المتقاطعة cross-loading) يفسر هذا التشبع المعياري كمعامل ارتباط المؤشر بعامله الذي يتشبع عليه. لماذا؟ لأن العامل الكامن الوحيد الذي يتشبع عليه المؤشر يمثل المتغير الكامن الوحيد الذي يفسر تباين هذا المؤشر.

هذه النقطة الهامة تفضي بنا إلى استنتاج هام وهو أن تربيع التشبع المعياري (الذي هو في حقيقته معامل ارتباط) يدل على نسبة التباين في المؤشر التي يفسرها العامل الكامن الذي يتشبع عليه ذلك المؤشر. فإذا احتفظنا بنفس المثال أعلاه، أي إن تشبع مؤشرN2 (العدوانية) على عامل العصابية يساوي0.85، إذن يعتبر هذا التشبع الذي مقداره 0.85 معامل ارتباط مؤشر العدوانية بعامله (العصابية) شريطة أن يتشبع مؤشر N2 (العدوانية) على عامل العصابية فقط، ولا يتشبع في الوقت نفسه على عامل الانبساطية. وتصبح القراءة أكثر وضوحا ودلالة عند تربيع قيمة معامل الارتباط أو التشبع بحيث يدل تربيع التشبع على أن عامل العصابية يفسر نسبة تباين قدرها 0.72 (أي 0.85^2) أو نسبة مئوية قدرها 72 بالمئة من تباين مؤشر N2 (العدوانية).

وهذه القراءة تفضي إلى نتيجة أخرى لا تقل أهمية عن السابقة، وهي إذا كان تربيع التشبع يمثل مقدار (نسبة) التباين المفسر في المؤشر من طرف العامل الذي يتشبع عليه، فباقي التباين غير المفسر كيف ينظر إليه؟

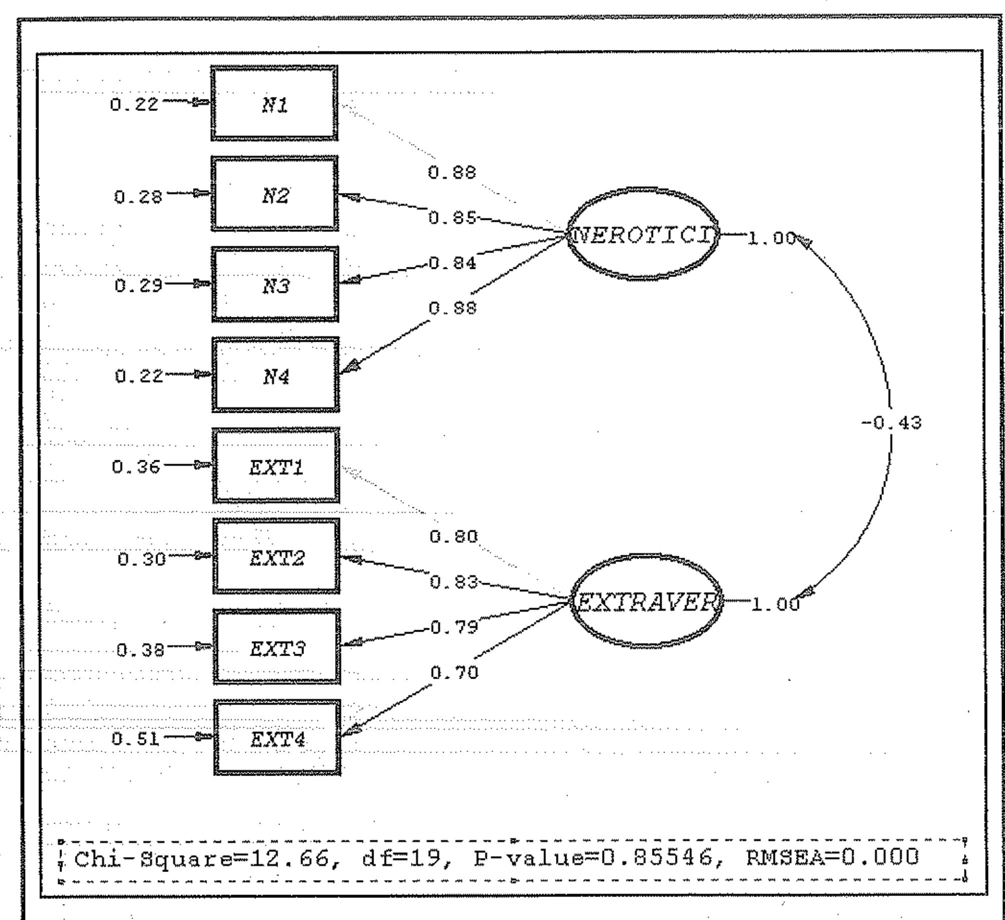
قلنا في مواضع عديدة أن باقي التباين في المؤشر المقاس أو المتغير المقاس الذي لم يفسره العامل الكامن أو المتغير الكامن يدعى بالبواقي (باقي التباين غير المفسر) وينظر إلى هذه البواقي بأنها تمثل الخطأ.

إذن يمكن حساب هذه البواقي أو الخطأ بأنها تساوي كل تباين المؤشر محذوف منه نسبة التباين التي فسرها العامل الذي يتشبع عليه هذا المؤشر أي: [1 – مربع تشبع المؤشر]. هذه المعادلة تدل على نسبة التباين في المؤشر الذي لم يقو العامل على تفسيره، وبتعبير آخر تباين الخطأ.

وقد يلاحظ القاري أن تباين خطأ المؤشر N2 (العدوانية) يساوي 0.28 (أنظر مصفوفة التباين والتغاير لأخطاء أو بواقي المؤشرات المقاسة THETA-DELTA في النتائج المعيارية أعلاه). ويمكن الحصول على قيمة خطأ التباين باستعمال المعادلة السابقة $[1 - 0.85^2]$ أي $[1-0.72]$. تقرأ القيمة الناتجة عن الطرح: 0.28 بأن نسبة 28 بالمائة من تباين المؤشر المشاهد أو المقاس: العدوانية (N2) هو تباين خاص أو بواقي تمثل الخطأ.

ما سبق يرشدنا إلى كيفية قراءة بارمترات التشبعات المعيارية بدقة، وبإتباعها نستنتج أن مدى التشبعات يتراوح من0.70 (أي عند تقريب القيمة التالية 0.6990 إلى رقمين بعد الفاصلة) التي تدل على تشبع EX4 (العواطف الإيجابية) على الانبساطية، إلى التشبع 0.88 الذي يدل على تشبع N4 (انخفاض الوعي بالذات) على العصابية. وبالتالي يمكن الحكم على هذه التشبعات بأنها مرتفعة إجمالا، وبأنها متقاربة في قيمها وليست متفاوتة كثيرا، وبأنها تعكس نسبة لا بأس بها من التباين التي يفسرها العاملان الكامنان من مجمل تباين مؤشراتهما. ذلك لأن أصغر تشبع 0.70 يدل على أن عامل الانبساطية يفسر نسبة مئوية قدرها 49 بالمائة من تباين مؤشر العواطف الإيجابية (EX4)، وهي نسبة لا بأس بها. وأن أعلى تشبع0.88 يدل على أن عامل العصابية يفسر نسبة مئوية قدرها 78 بالمائة من تباين مؤشر انخفاض الوعي بالذات (N4)، وهي نسبة تباين مفسر مرتفعة.

ويرصد الشكل (4-2) المسار التخطيطي لهذا النموذج العاملي مصحوبا بالقيم المعيارية للبارامترات أي التشبعات المعيارية، وتباين الخطأ للمؤشرات بدرجات معيارية ومعامل الارتباط بين العاملين.



الشكل (4←2): مسار تخطيطي للنموذج العاملي مستقطعا من نتائج ليزرل محتويا على البارامترات المقدرة بوحدات معيارية. يدل السهم المحدب المزدوج الاتجاه على التغاير الارتباط بين عامل العصابية وعامل الانبساطية. وتدل الأسهم الوحيدة التي تتجه من الشكلين البيضاويين (أو الدائرتين) إلى المستطيلات (المؤشرات المقاسة) على التشبعات بوحدات معيارية، وتدل الأسهم الصغيرة الموجودة يسار المؤشرات المقاسة (المستطيلات) على تباين أخطاء القياس error variance أو بواقي تباين المؤشرات المقاسة التي لم يقو العامل الذي ينتسب إليه المؤشر المقاس من تفسيرها، ولذلك سميت أيضا بالبواقي residuals

تبقى قراءة أخيرة للنتائج السابقة من الجدول (4-8)، وهي أن العلاقة بين العاملين الكامنين العصابية والانبساطية في مصفوفة فاي تدعى ارتباطا، لأن العلاقة بين العاملين باستعمال الوحدات المعيارية تنتج ارتباطات وليس تغايرات. ويظهر أيضا أن معامل الارتباط يساوي 0.43- وهو ارتباط متواضع وسالب يتماشى مع توقع الباحث للعلاقة بين العاملين باعتبار أن ارتفاع درجات أحدهما يرتبط بانخفاض درجات الآخر. وكونه ارتباطا متواضعا أيضا يعزز فرضية التمايز النسبي بين العاملين بحيث أن لكل عامل هوية تميزه نسبيا عن العامل الآخر. أما إذا افترضنا أن الارتباط بينهما كان قويا (كأن يساوي 0.90-) فإن ارتفاع مستوى معامل الارتباط يجعل الباحث يشك في أن العاملين متمايزين بل متشابهين لدرجة أنه يمكن دمجهما في عامل واحد.

نتائج نموذج القياس

لقد اطلعنا على نتائج تقدير بارامترات التشبعات، ونتائج تباين خطأ المؤشرات المقاسة ونتائج العلاقة بين العاملين الكامنين بدرجاتها الأصلية ودرجاتها المعيارية، ويبقى الآن أن نركز على دقة قياس المؤشرات المقاسة لعواملها أو ثباتها Reliability of indicators. وثبات المؤشرات المقاسة تدل على مدى خلو قياسها لعاملها (المفهوم الذي يمثل العامل) من الأخطاء العشوائية. وهذه المعلومة يمكن استقاؤها من معاينة مربعات معاملات الارتباط المتعدد squared multiple correlation(R^2) (وتدعى أيضا بمعاملات التحديد المتعدد multiple coefficient of determination) التي تعكس ثبات المؤشرات (Bollen, 1989; Byrne, 1998, p:104; Diamantopoulos & Siguaw, 2000,p:89-90; Schumacker & Lomax,1996, p.81, 153; 2004, p:201;). لنتأمل النتائج في الجدول (4←9):

جدول (4-9): معاملات الارتباط المتعدد squared multiple correlation(R^2) للدلالة على نسبة التباين في المؤشر الذي يفسره العامل الذي ينتمي إليه المؤشر المقاس. وتؤول معاملات الارتباط المتعدد باعتبارها تدل على معاملات الثبات للمؤشرات المقاسة

N1	N2	N3	N4	EX1	EX2	EX3	EX4
0.7829	0.7200	0.7117	0.7779	0.6430	0.6952	0.6232	0.4887

قلنا أن مربع معاملات الارتباط المتعدد هذه تدل على ثبات المؤشرات الثمانية المقاسة، وتتراوح قيمها النظرية من0.00 إلى1.00. أما قيمها في البيانات الحالية فتتراوح من 0.49 لمؤشر EX4 (مؤشر العوطف الإيجابية) إلى 0.78 لمؤشر N1 (مؤشر القلق). وقيم معاملات ثبات درجات المؤشرات (مربع معاملات ارتباطاتها) مرتفعة إجمالا. وثبات مؤشرات عامل العصابية (N1-N4) أعلى من قيم معاملات ثبات الانبساطية (EXT1-EXT4)، لكن كلها مرتفعة نسبيا باستثناء مؤشر EX4 فمعامل ثباته متواضع (0.49).

وتقرأ معاملات ثبات المؤشرات بنفس الطريقة التي تقرأ بها مربع تشبع المؤشر(بالدرجات المعيارية) على عامله فقط. فمثلا معامل ثبات مؤشر القلق (N1) الذي يساوي (0.87) يدل على أن 87 بالمائة من تباين مؤشر مقياس القلق يفسره العامل الكامن العصابية الذي ينتمي إليه هذا المؤشر.

أما صدق المؤشرات المقاسة فتمثله قيمة التشبعات المعيارية ذاتها، إذ يعتبر مقدار تشبع المؤشر المقاس على عامله معامل صدق، لأنه عندما نضرب قيمة تشبع مؤشر معين (فقرة أو مقياس أو غيرهما) على عامله بالدرجة الخام للمؤشر (درجة الفقرة أو درجة المقياس) فإننا نحصل على نسبة تباين درجة المؤشر المقاس التي تمثل مقدار تباين الدرجة الحقيقية التي تعكس الصدق.

وعند معاينة تشبعات المؤشرات على عامليها في الجدول (4←7) نجد أن معاملات الصدق (تشبعات المؤشرات المقاسة) لعامل العصابية تراوحت من 0.84 لمؤشر الاكتئاب (N3)، إلى 0.88 لمؤشر القلق (N1) ومؤشر الوعي الذاتي (N4). وأن

معاملات الصدق لعامل الانبساطية كما تتجلى في قيمة تشبعات المؤشرات المقاسة تتراوح من 0.70 لمؤشر المشاعر الإيجابية (EX4)، إلى 0.83 لمؤشر الوداعة (EX2).

وأخذا بعين الاعتبار كافة تشبعات المؤشرات المقاسة الثمانية، نلاحظ أن قيمة أدنى تشبع تساوي 0.70 التي تمثل تشبع EX4 (العواطف الإيجابية) على عامل الانبساطية، وأن أعلى تشبع يساوي 0.88، ويدل على تشبع N4 (انخفاض الوعي بالذات) على عامل العصابية. وبالتالي يمكن الحكم على هذه التشبعات جميعا بأنها مرتفعة إجمالا، وبأنها متقاربة في قيمها وليست متفاوتة كثيرا، وبأنها تعكس نسبة لا بأس بها من التباين التي يفسرها العاملان الكامنان من مجمل تباين مؤشراتهما. ذلك لأن أصغر تشبع 0.70 يدل على أن عامل الانبساطية يفسر نسبة مئوية قدرها 49 بالمائة من تباين مؤشر العواطف الإيجابية (EX4) وهي نسبة لا بأس بها. وأن أعلى تشبع 0.88 يدل على أن عامل العصابية يفسر نسبة مئوية قدرها 78 بالمائة من تباين مؤشر انخفاض الوعي بالذات (N4)، وهي نسبة تباين مفسرة مرتفعة.

وعلى الرغم من أن معاملات الصدق أو التشبعات مرتفعة إجمالا، إلا أن معاملات صدق مؤشرات عامل العصابية أعلى بقليل من معاملات الصدق لمؤشرات الانبساطية.

ويمكن أيضا أن نقدر الصدق على مستوى مجموعة المؤشرات التي تشترك في قياس عامل واحد من منظور الصدق التقاربي Convergent validity والصدق التمايزي Discriminant validity. ويتجلى الصدق التقاربي في اشتراك مجموعة من المؤشرات في قياس عامل معين بحيث أن قيم التشبع المرتفعة للمؤشرات التي تقيس عاملا تعتبر دليلا على الصدق التقاربي، وأن معاملات الارتباط غير المرتفعة (المنخفضة أو المعتدلة) بين العوامل الكامنة ذاتها توظف كدليل على الصدق التمايزي (Kline, 2005, p 75). ذلك لأن انخفاض الارتباط بين العوامل الكامنة يدل على تمايز مساهمة كل عامل في تفسير تباين مؤشراته المقاسة، أو استئثار كل عامل في تحديد مساحة العلاقة المشتركة بينه وبين مؤشراته المقاسة ولا ينازعه في ذلك عامل آخر لانخفاض الارتباط به. أما إذا كان معامل الارتباط بين العوامل مرتفعا كأن يتجاوز

الثمانية من عشرة فمن المحتمل جدا أن هذه العوامل يمكن أن تتلخص في عامل واحد لأن ما يوحد بينها أعلى بكثير من الجوانب التي تميزها.

وبالرجوع إلى مثالنا وعند معاينة الشكل (4-2) والجدول (4-8) نجد أن تشبعات مؤشرات العصابية مرتفعة وكذا تشبعات مؤشرات الانبساطية، مما يدل على تمتع عامل العصابية وعامل الانبساطية بالصدق التقاربي لأن كلي العاملين تربطهما علاقات قوية بمؤشراتها التي وظفت لقياسها.

أما بالنسبة للصدق التمايزي، فنلاحظ أن معامل الارتباط بين عامل العصابية وعامل الانبساطية سالب ودال إحصائيا (-0.43).وتقويم قوة معامل الارتباط تؤسس على شدته ومستواه لا على دلالته الإحصائية، لأن الدلالة الإحصائية تتأثر بحجم العينة، بحيث أن أية قيمة لمعامل الارتباط حتى ولو كانت قريبة من الصفر تكون دالة عند مستويات مرتفعة من الدلالة (دون الواحد من المائة، أو دون الواحد من الألف). ولذلك تعتمد القيمة المطلقة لمعامل الارتباط(بغض النظر عن إشارة معامل الارتباط هل هو موجب أو سالب) للحكم على توفر الصدق التمايزي بين العوامل أو عدم توفره. ومعامل الارتباط الذي قدره (0.43) بغض النظر عن الإشارة يدل على وجود ارتباط منخفض أو معتدل إلى حد ما بين عامل العصابية وعامل الانبساطية مما يعزز تمايز العاملين، أي تمتعهما بالصدق التمييزي.

الفصل الخامس

الخطوة الخامسة : تعديل النموذج المفترض في ضوء فحص البواقي ومؤشرات التعديل

تعديل النموذج المفترض في ضوء فحص البواقي ومؤشرات التعديل

مثال تطبيقي آخر لتوظيف مؤشرات التعديل لتطوير النموذج العاملي المفترض

الفصل الخامس

الخطوة الخامسة : تعديل النموذج المفترض في ضوء فحص البواقي ومؤشرات التعديل

لقد سبق أن أشرنا إلى فكرة جوهرية عند اختبار النموذج النظري بأن تمتع النموذج بمطابقة جيدة بناء على نتائج مؤشرات المطابقة ليس دليلا على صحة النموذج، إذ من المحتمل جدا أن توجد نماذج أخرى لنفس مشكلة البحث تتفوق على النموذج السابق تنظيرا ومطابقة، لم يهتد الباحث إلى الكشف عنها.

ومن جهة أخرى، فإن دور مؤشرات المطابقة رسم صورة إجمالية، وغير تفصيلية عن جودة مطابقة النموذج النظري. ففي وجود مطابقة عامة جيدة للنموذج فإن ذلك لا يستبعد أن تكون بعض أجزاء النموذج إشكالية بحيث لا تنسجم مع هذه الصورة العامة لجودة مطابقة النموذج. فقد توجد مطابقة جيدة عامة للنموذج، لكن علاقة بعض المؤشرات المقاسة بعاملها ضعيفة، أو أن العلاقة الارتباطية بين بعض العوامل الكامنة سالبة بدلا من أن تكون موجبة، أو موجبة بدلا من أن تكون سالبة، أو أن تكون بعضها غير دال إحصائيا، أو أن النموذج ذو المطابقة الجيدة قام على افتراض استقلال أخطاء قياس بعض المؤشرات بدلا من أن تكون في الواقع مرتبطة لاشتراكها في طريقة القياس. أو أن النموذج قد يفتقر إلى مؤشرات مقاسة دقيقة لم يفطن إليها الباحث، بل قد لا نعدم وجود نماذج ذات مطابقة جيدة على الرغم من أن جل تشبعات المؤشرات على عواملها ضعيفة. نخلص من ذلك كله أن تمتع النموذج النظري بمطابقة جيدة ليس ضمانا على أن النموذج يخلو من مواطن ضعف، أو مشاكل موضعية تتعلق ببعض أجزائه أو ببعض بارامتراته أو علاقاته الفردية التفصيلية.

ومن جهة أخرى، فإن مؤشرات المطابقة قد تشير إلى مطابقة غير كافية للنموذج المفترض، ولكن مؤشرات المطابقة لا تزود الباحث بمعلومات تشخيصية للنموذج بحيث تبين لماذا افتقر النموذج المفترض إلى مطابقة كافية، كما لا ترشد الباحث إلى موطن الخلل في المطابقة. وبالتالي فإن المعاينة الفاحصة لقيم البواقي، ومؤشرات التعديل تساهم بقسط وافر في تشخيص مواطن الخلل، وتقترح بدائل لحل الإشكالات التي تتخلل بعض أجزاء النموذج، وتطبق بعض البدائل إذا كانت تنسجم مع الإطار النظري الذي اعتمده الباحث.

تعديل النموذج المفترض في ضوء فحص البواقي ومؤشرات التعديل

ولفحص مواطن الخلل في مواقع موضعية في النموذج المفترض، أو خلل في جزء أو عنصر (قد يكون علاقة أو بارامتر أو غيره) من عناصر النموذج، توجد طريقتان أو إستراتيجيتان واسعتا الاستعمال: طريقة فحص البواقي residuals ، وطريقة فحص مؤشرات التعديل modification indices التي توفرها كل الحزم الإحصائية المختصة (Browne, 2006; Byrne, 1998, 2006; Diamantopoulos & Siguaw, 2000; Raykov & Marcoulides, 2006; Schumacker & Lomax, 1996, 2004).

أولا: طريقة البواقي

لكل نموذج مفترض توجد ثلاث مصفوفات تباين وتغاير (مصفوفات المعلومات) وهي: مصفوفة التباين والتغاير للعينة ويرمز لها كما سلف ب S ؛ ومصفوفة التباين والتغاير بين المؤشرات القائمة على العلاقات المفترض في النموذج النظري (نموذج البحث أو النموذج المفترض) ويرمز لها عادة بسيجما Σ؛ ومصفوفة التباين والتغاير للبواقي، بحيث أنها تمثل الفرق بين عناصر مصفوفة العينة والعناصر المناظرة لها في مصفوفة النموذج المفترض [مصفوفة البواقي= S - Σ]. وسنوضح بمثال المصفوفات الثلاثة حتى يكون شرحنا للبواقي شرحا عمليا. وذلك بالرجوع إلى النتائج التي زودتنا بها حزمة ليزرل فيما يتعلق ببيانات النموذج الموضح في الشكل (3-1) والشكل (3-3) الذي شرعنا في تطبيق خطوات النمذجة عليه في الفصل الثاني والثالث.

والجدول (5-1) يعرض المصفوفات ذات العلاقة بالنموذج العاملي الموضح في الشكل (3-1) وأيضا في الشكل (3-3)، وهي مصفوفة التباين والتغاير للعينة، ومصفوفة التباين والتغاير القائمة على النموذج المفترض أو المتوقع ، ومصفوفة التباين والتغاير للبواقي غير المعيارية (استعمال وحدة قياس المؤشرات الأصلية)، ومصفوفة التباين والتغاير للبواقي المعيارية.

إن تحليل البواقي تحليل على مستوى المتغيرات المقاسة وليس على مستوى النموذج الإجمالي. فلكل مؤشرين أو متغيرين ملاحظين توجد قيمة واحدة من القيم. ففي مثالنا عن النموذج المكون من عاملين يوجد 8 مؤشرات مقاسة، وبالتالي فإن مصفوفة البواقي ستحتوي على 36 [أي: (8×9)/ 2] عنصرا أو قيمة من قيم البواقي. وبالرجوع إلى الجدول (5←1) نجد أن كل عنصر أو قيمة من عناصر مصفوفة التباين والتغاير للبواقي (مصفوفة البواقي اختصارا)(أنظر مصفوفة ج في الجدول) هي حاصل طرح عناصر قيم التباين والتغاير لمصفوفة النموذج المفترض (المصفوفة ج) من عناصر قيم التباين والتغاير لمصفوفة العينة (المصفوفة أ).

جدول (5-1): مصفوفة العينة، ومصفوفة النموذج، ومصفوفة البواقي غير المعيارية ومصفوفة البواقي المعيارية لمثال نموذج العاملين: الانطوائية والانبساطية الموضح في الشكل (3←1) في الفصل الثالث

Sample Variance-covariance Matrix(S)

مصفوفة التباين والتغاير للعينة(مصفوفة أ)

	N1	N2	N3	N4	EX1	EX2	EX3	EX4
N1	32.4900							
N2	24.4826	31.3600						
N3	26.6669	25.4106	40.9600					
N4	25.2772	23.5570	27.7978	32.4900				
EX1	-12.0042	-10.1472	-13.6704	-10.8756	36.0000			
EX2	-11.1674	-9.7216	-11.9040	-9.4358	25.1100	38.4400		
EX3	-9.6170	-9.2249	-10.8346	-9.6170	21.6828	23.0063	32.4900	
EX4	-9.0014	-7.9654	-10.4653	-7.8204	17.9424	20.5890	18.0667	31.3600

Model-based variance-covariance matrix (Σ) or fitted or predicted matrix

مصفوفة التباين والتغاير القائمة على النموذج المفترض أو المتوقع (مصفوفة ب)

	N1	N2	N3	N4	EX1	EX2	EX3	EX4
N1	32.4900							
N2	23.9650	31.3600						
N3	27.2314	25.6558	40.9600					
N4	25.3548	23.8878	27.1437	32.4900				
EX1	-10.5542	-9.9436	-11.2988	-10.5202	36.0000			
EX2	-11.3400	-10.6839	-12.1401	-11.3035	24.8700	38.4400		
EX3	-9.8715	-9.3003	-10.5680	-9.8397	21.6493	23.2613	32.4900	
EX4	-8.5876	-8.0907	-9.1934	-8.5599	18.8335	20.2358	17.6153	31.3600

Fitted Residual Matrix or The Unstandardized Residual Matrix

مصفوفة التباين والتغاير للبواقي غير المعيارية (استعمال وحدة قياس المؤشرات الأصلية)(مصفوفة ج)

	N1	N2	N3	N4	EX 1	EX 2	EX 3	EX 4
N1	0.0000							
N2	0.5177	0.0000						
N3	-0.5645	-0.2452	0.0000					
N4	-0.0776	-0.3309	0.6541	0.0000				
EX 1	-1.4500	-0.2036	-2.3716	-0.3554	0.0000			
EX 2	0.1726	0.9623	0.2361	1.8678	0.2400	0.0000		
EX 3	0.2545	0.0755	-0.2666	0.2227	0.0335	-0.2550	0.0000	
EX 4	-0.4139	0.1253	-1.2718	0.7395	-0.8911	0.3531	0.4515	0.0000

Standardized Residuals Matrix

مصفوفة التباين والتغاير للبواقي المعيارية (مصفوفة د)

	N1	N2	N3	N4	EX 1	EX 2	EX 3	EX 4
N1	- -							
N2	1.7927	- -						
N3	-1.6542	-0.5570	- -					
N4	-0.3476	-1.1170	1.8689	- -				
EX 1	-1.2191	-0.1624	-1.6409	-0.2970	- -			
EX 2	0.1515	0.7896	0.1678	1.6279	0.6530	- -		
EX 3	0.2194	0.0620	-0.1901	0.1909	0.0754	-0.6788	- -	
EX 4	-0.3126	0.0923	-0.8157	0.5566	-1.4052	0.6405	0.7080	- -

غير أن قيم مصفوفة البواقي(ج) تعتمد على وحدة القياس الأصلية التي قيست بها المتغيرات أو المؤشرات المقاسة ولذلك تستعصي عن تأويل حجم قيم بواقيها، إذ من الصعب الحكم على حجم قيم بواقي النموذج المفترض بأنها صغيرة أو كبيرة عندما تختلف وحدة قياس المتغيرات المقاسة أو المؤشرات اختلافا كبيرا. وللتغلب على هذه المشكلة تستعمل مصفوفة البواقي المعيارية Standardized residual matrix (المصفوفة د) عوضا عن مصفوفة البواقي غير المعيارية (المصفوفة ج). وتحسب البواقي المعيارية بقسمة بواقي النموذج المفترض (غير المعيارية) على قيمة خطئها المعياري المقدر، وبالتالي يمكن تأويل البواقي المعيارية بنفس طريقة تأويل الدرجات الزائية Z-scores بمعنى أن قيم البواقي المعيارية يمكن تصورها بأنها تدل على عدد الانحرافات المعيارية التي تختلف بها قيم بواقي النموذج المفترض عن قيم البواقي التي تساوي صفرا (البواقي الصفرية) التي تعكس النموذج التام المطابقة.

عند فحص مصفوفة البواقي المعيارية (مصفوفة د) في الجدول (5←1)، نجد أن بعض البواقي موجبة الإشارة وبعضها الآخر سالبة الإشارة. البواقي الموجبة الإشارة تدل على أن بارامترات النموذج المفترض تقلص في تقديرها لعلاقة معامل الارتباط بين مؤشرين إلى حد ما. فمثلا، إن قيمة البواقي للعلاقة بين N1 و N2 هي 1.79 (نكتفي برقمين بعد الفاصلة). وإشارتها الموجبة متسقة لكون التغاير بين هذين المؤشرين في العينة (24.48) أعلى من قيمة تغايرها في مصفوفة النموذج المفترض (23.96). وعند اكتشاف قيمة بواقي معيارية مرتفعة فدلالة ذلك أن النموذج المفترض يحتاج إلى بارامترات إضافية لتفسير أو التنبؤ بقيم تغاير المؤشرات المقاسة.

وتدل قيمة البواقي المعيارية السالبة على أن بارامترات النموذج المفترض تغالي أو تضخم إلى حد ما تقدير العلاقة بين مؤشرين. إن قيمة البواقي المعيارية للمؤشرين N1-N3 تساوي (-1.65) وهي قيمة سالبة لأن تغاير هذين المؤشرين في مصفوفة التباين والتغاير للعينة يساوي (26.67) وهي قيمة أصغر من تغايرهما في مصفوفة التباين والتغاير للنموذج المفترض (27.23).

لكن السؤال الهام الذي يطرح نفسه بإلحاح هو إذا كانت البواقي الصفرية التي تدل على مطابقة تامة للنماذج البحثية المفترضة نادرة جدا، فما المستوى الذي إذا

تجاوزت اعتبرت قيم البواقي كبيرة. لقد قلنا في السابق أن قيم البواقي يمكن أن تؤول نسبيا كما تؤول الدرجات المعيارية الزائية Z-scores وبالتالي الدرجات المعيارية الزائية التي تستعمل في مستويات الدلالة الإحصائية المألوفة تتخذ كنقاط فاصلة عملية. ولذلك تأخذ القيمة المطلقة 1.96 كدرجة قطع بين قيم البواقي المقبولة أو الصغرى وبين قيم البواقي الكبيرة (وعمليا قد تأخذ القيمة التقريبية 2 كنقطة أو قيمة حرجة للتمييز بين البواقي الكبيرة والبواقي الصغيرة).

إن حجم البواقي المعيارية قد يتأثر بحجم العين. وإجمالا فإن اتساع العينة يرتبط بازدياد في حجم قيم البواقي المعيارية لأن حجم الخطأ المعياري لبواقي مصفوفة النموذج المفترض له علاقة عكسية بحجم العينة. ولهذا السبب فإن بعض المتخصصين ينصح باستعمال درجات قطع أعلى كاستعمال درجة قطع تساوي 2.58 (وهي القيمة الحرجة الزائية التي توافق مستوى الدلالة عند 0.01) (Brown, 2006, p. 118; (Byrne, 1998, p. 121; Diamantopoulos & Siguaw,2000, p. 105). وسواء استعمل الباحث درجة القطع (القيمة الحرجة) الأولى أو الثانية فينبغي على الباحث أن يأخذ بعين الاعتبار تأثير حجم العينة عند تأويل قيم البواقي باعتبارها كبيرة.

وإذا طبقنا درجة القطع 1.96 أو 2، نجد أن قيم البواقي المعيارية في مصفوفة البواقي (د) تتراوح من 1.65- إلى 1.87، وهي قيم تخلو من قيم بواقي كبيرة. وعدم وجود بواقي كبيرة دليل على غياب أي خلل موضعي للمطابقة. وبالتالي لا توجد علاقات بين المؤشرات المقاسة كانت موضوعا لتقليص قيمتها أو تضخيمها من طرف البارامترات المقدرة للنموذج المفترض.

ثانيا: مؤشرات التعديل Modification Indices

مؤشرات التعديل Modification Indices هو اختبار مربع كاي بدرجة حرية تساوي الواحد. ولكل بارامتر مثبت أو مقيد في النموذج قيمة على مؤشر التعديل (ليتذكر القارئ أن النموذج المفترض يحتوي إما على بارامترات حرة والتي سيتم تقدير قيمها من طرف الحزمة الإحصائية المستعملة كتقدير تشبعات المؤشرات على عاملها، وبارامترات مثبتة كافتراض أن المؤشرات السابقة لا تتشبع على العوامل الأخرى،

بمعنى أن قيمها (تشبعاتها) تساوي صفرا سلفا وبالتالي لا تقدر قيمة تشبعها على العوامل الأخرى، وبارامترات مقيدة كأن نفترض سلفا أن تشبعات المؤشرات السابقة على عاملها متساوية ولكن بدون تحديد قيمة التشبعات المتساوية) . وتدل قيمة مؤشر المطابقة (أو مؤشر المطابقة اختصارا) على مدى الانخفاض التقريبي (الذي يمكن أن يختلف زيادة ونقصانا عن الانخفاض الحقيقي) في القيمة الإجمالية لمربع كاي إذا تم تحرير البارامتر الذي كان مثبتا في السابق. فلكل بارامتر مثبت يوجد مؤشر تعديل يدل على مدى الانخفاض التقريبي في مربع كاي نتيجة تحويل البارامتر الثابت في النموذج إلى بارامتر حر.

إن مؤشر التعديل مرادف تقريبا للفرق بين القيمة الإجمالية لمربع كاي لنموذجين: أحد النموذجين يكون فيه البارامتر ثابتا أو مقيدا، وفي النموذج الآخر يكون فيه نفس البارامتر حرا. ومعنى ذلك أن مؤشرات التعديل مماثلة لإيجاد الفرق للقيمة الإجمالية لمربع كاي بدرجة حرية واحدة بين نموذجين هرميين بحيث أن أحدهما (النموذج الذي ثبت أو قيد فيه البارامتر) جزء من الآخر (النموذج الذي حرر فيه البارامتر).

لنرجع إلى مثالنا الخاص بنموذج العاملين للشخصية: الانطوائية والانبساطية الموضح في الشكل (3 -1) في الفصل الثالث. لتوضيح كيفية قراءة مؤشرات التعديل، أوردت الجدول (5 -2) الذي يظهر مؤشرات التعديل متبوعة بقيم التغير المتوقعة expected change values (سيأتي شرحها لاحقا) غير المعيارية (استخدام الوحدات الأصلية للمؤشرات المقاسة)، والمعيارية (توحيد وحدة قياس المؤشرات إلى درجات معيارية) لمصفوفة التشبعات ومصفوفة تباين وتغاير أخطاء المؤشرات المقاسة.

جدول (5 -2): مؤشرات التعديل Modification Indices وقيم التغير المتوقعة Expected Change لمثال نموذج العاملين للشخصية: الانطوائية والانبساطية الموضح في الشكل (3←1) في الفصل الثالث

مؤشرات التعديل لمصفوفة التشبعات

Modification Indices for LAMBDA-X

	العصابية NEROTICI	الانبساطية EXTRAVER
N1	- -	0.2723
N2	- -	0.1424
N3	- -	0.9001
N4	- -	1.0623
EX1	1.3228	- -
EX2	1.1167	- -
EX3	0.0143	- -
EX4	0.0125	- -

Expected Change for LAMBDA-X

قيم التغير المتوقعة لمصفوفة التشبعات غير المعيارية

	NEROTICI	EXTRAVER
N1	- -	-0.0268
N2	- -	0.0203
N3	- -	-0.0590
N4	- -	0.0532
EX1	-0.0731	- -
EX2	0.0679	- -
EX3	0.0073	- -
EX4	-0.0072	- -

Completely Standardized Expected Change for LAMBDA-X

قيم التغير المتوقعة لمصفوفة التشبعات المعيارية

	NEROTICI	EXTRAVER
N1	- -	-0.0226
N2	- -	0.0175
N3	- -	-0.0443
N4	- -	0.0449
EX1	-0.0614	- -
EX2	0.0552	- -
EX3	0.0065	- -
EX4	-0.0065	- -

Modification Indices for THETA-DELTA

مؤشرات التعديل لمصفوفة التغاير لأخطاء المؤشرات المقاسة

	N1	N2	N3	N4	EX1	EX2	EX3	EX4
N1	- -							
N2	3.2137	- -						
N3	2.7363	0.3102	- -					
N4	0.1208	1.2477	3.4929	- -				
EX1	0.2541	0.6555	1.0965	0.0000	- -			
EX2	0.4976	0.0043	0.1069	1.2708	0.4264	- -		
EX3	0.9158	0.2208	0.2526	0.8349	0.0057	0.4608	- -	
EX4	0.0162	0.0021	0.5849	0.4783	1.9747	0.4102	0.5013	- -

Expected Change for THETA-DELTA

قيم التغير المتوقعة لمصفوفة التغاير لأخطاء المؤشرات المقاسة غير المعيارية

	N1	N2	N3	N4	EX1	EX2	EX3	EX4
N1	- -							
N2	1.5443	- -						
N3	-1.6213	-0.5268	- -					
N4	-0.3182	-0.9597	1.8275	- -				
EX1	-0.4061	0.6914	-1.0320	-0.0050	- -			
EX2	-0.5657	-0.0559	0.3207	0.9095	1.0749	- -		
EX3	0.7433	-0.3869	0.4776	-0.7140	0.1072	-1.0413	- -	
EX4	-0.1072	0.0409	-0.7884	0.5861	-1.8343	0.8767	0.8753	- -

Completely Standardized Expected Change for THETA-DELTA

قيم التغير المتوقعة لمصفوفة التغاير لأخطاء المؤشرات المقاسة المعيارية

	N1	N2	N3	N4	EX1	EX2	EX3	EX4
N1	- -							
N2	0.0484	- -						
N3	-0.0444	-0.0147	- -					
N4	-0.0098	-0.0301	0.0501	- -				
EX1	-0.0119	0.0206	-0.0269	-0.0001	- -			
EX2	-0.0160	-0.0016	0.0081	0.0257	0.0289	- -		
EX3	0.0229	-0.0121	0.0131	-0.0220	0.0031	-0.0295	- -	
EX4	-0.0034	0.0013	-0.0220	0.0184	-0.0546	0.0252	0.0274	- -

Maximum Modification Index is 3.49 for Element (4, 3) of THETA-DELTA

أكبر مؤشر تعديل (أكبر تخفيض في قيمة معامل كاي) يساوي 3,49، ويوافق التغاير بين خطأ قياس المتغير المقاس N4 (الوعي الذاتي) وخطأ القياس لمتغير N3 (الاكتئاب).

لاحظ بالنسبة لمصفوفة التشبعات، أن المؤشرات المقاسة (N1-N4) في النموذج العاملي المفترض تتشبع على عاملها: العصابية (ولذلك تعتبر بارامترات حرة تقوم الحزمة المستعملة بتقديرها في النموذج)، ولا تتشبع على العامل الآخر: الانبساطية، أي أن تشبعاتها تساوي صفرا، فهي تشبعات مقيدة أو مثبتة بقيمة ثابتة التي هي الصفر (ولذلك تعتبر تشبعاتها الصفرية على عامل الانبساطية بارامترات مقيدة أو ثابتة). لقد كان ذلك وضع التشبعات في النموذج الأصلي، لكن مؤشرات التعديل تثير السؤال الهام التالي: ماذا يحدث لو تم تحرير التشبعات المثبتة في النموذج الأصلي السابق ، وبتعبير آخر هل تتحسن قدرة النموذج الأصلي المفترض على المطابقة لو أننا حررنا المؤشرات (مؤشرا مؤشرا) التي افترضنا أنها تتشبع على عاملها فقط ولا تتشبع على العامل الآخر، بحيث صارت تتشبع أيضا على العامل الآخر، فضلا عن تشبعها على عاملها؟

لذلك تظهر في مصفوفة مؤشرات التعديل لمصفوفة التشبعات في الجدول (5-2) فقط القيم الدالة على مؤشرات التعديل بعد تحرير قيم التشبعات التي كانت مثبتة في السابق (كانت تشبعات المؤشرات المقاسة على العامل الآخر

الانبساطية تساوي كلها قيمة ثابتة ألا وهي الصفر، في حين أن تشبعات EX1-EX4 على عامل العصابية كانت مقيدة بقيمة الصفر). يظهر جدول التشبعات إذن مؤشرات التعديل لتشبعات المؤشرات المقاسة N1-N4 على عامل الانبساطية (EXRAVER)، ومؤشرات التعديل لتشبعات المؤشرات المقاسة EX1-EX4 على عامل العصابية (NEROTICI)، وينسحب نفس الشيء على مصفوفة أخطاء القياس.

ولتوضيح كيفية قراءة مؤشرات التعديل، لنأخذ على سبيل المثال المؤشر N4 في مصفوفة التشبعات. نجد أن مؤشر التعديل لهذا المؤشر يساوي1.0623 أو (1.06) اختصارا عند افتراض أنه يتشبع أيضا (فضلا عن تشبعه على عامله: العصابية (NEROTICISM) على عامل الانبساطية (EXTRAVERSION). كما نجد أن مؤشر التعديل يساوي (1.3228) أو يساوي (1.32) عند افتراض أن المؤشر EX1 يتشبع أيضا على عامل العصابية.

فالقيمة (1.06) تدل على أنه عند تحرير تشبع المؤشر N1 (الوعي الذاتي) على عامل دافع الاستمتاع لتقدير قيمته في التحليل اللاحق والذي كان مثبتا من قبل (كان يساوي صفرا أي لا يتشبع عليه في النموذج الأصلي)، فنتيجة هذا التحرير لهذا البارامتر أو التشبع فإنه يتوقع أن تنخفض قيمة مربع كاي بمقدار (1.06) وحدة. إن النموذج المفترض الذي يتمتع بمطابقة جيدة يرتبط بمؤشرات تعديل منخفضة في قيمتها. وبما أنه يمكن تصور مؤشرات التعديل بأنها اختبار مربع كاي فتستعمل قيمته مربع كاي الحرجة التي تساوي 3.84 (أو تجبر إلى الرقم 4) للحكم على قيمة مؤشر التعديل بأنه يدل على تحسن ذي دلالة إحصائية عند مستوى(0.05) (أي دال إحصائيا) في مطابقة النموذج. فعند تحرير مؤشر معين (افتراض أن له علاقة بالعامل الآخر بجانب علاقته بعامله)، **فإن مؤشر التعديل الذي يساوي أو أكبر من القيمة أربعة، يعتبر دالا إحصائيا، أي يمكن أن يؤدي هذا البارامتر عند تحريره إلى تحسن في مطابقة النموذج.**

غير أن مؤشرات التعديل حساسة لحجم العينة. فعند اتساع العينة، فقد نحصل على مؤشرات تعديل مرتفعة على الرغم من أن إضافة البارامتر أو تحريره بناء على مؤشر التعديل المرتفع قد يكون حجمه منخفضا أو تافها. ولمواجهة هذا المشكل ترفق

الحزم الإحصائية المتخصصة مؤشرات التعديل بما يدعى "التغير المتوقع" في قيم البارامتر Expected parameter change(EPC) لكل مؤشر تعديل. وتسمى اختصارا التغير المتوقع Expected change.

ويزودنا "التغير المتوقع" في قيم البرامتر(EPC) بتقدير تقريبي لمدى التغير المتوقع في قيمة البارامتر الموجبة أو السالبة إذا ما تم تحريره لتقدير قيمته في التحليل اللاحق أو القادم. والجدول (5-2) يظهر قيم التغير المتوقع في قيم البارامترات بالدرجات غير المعيارية وبالدرجات المعيارية أيضا. وقيم التغير المتوقع غير المعيارية تحتفظ بالوحدات الأصلية لقياس المتغيرات، في حين أن قيم التغير المتوقع المعيارية فيتم فيها تحويل الدرجات المعبر عنها بوحداتها الأصلية إلى درجات معيارية لكي يتسنى الحكم على حجم قيم التغير المتوقع، والمقارنة فيما بينها، وهي القيم التي ستعتمد للحكم على مدى التغيرات المتوقعة في قيمة البارامترات التي تناظر مؤشرات التعديل.

فمثلا، بالنسبة للمؤشر N4 في مصفوفة التشبعات للجدول (5-2). نجد أن مؤشر التعديل لهذا المؤشر يساوي1.0623 أو (1.06) اختصارا عند افتراض أنه يتشبع أيضا (فضلا عن تشبعه على عامله: العصابية (NEROTICISM) على عامل الانبساطية (EXTRAVERSION).كما نلاحظ قيمة التغير المتوقع غير المعياري له تساوي (0.0532) أو (0.05) في حين أن قيمة التغير المتوقع **المعياري** له تساوي (0.0449) أو (0.04)، أي أن قيمة تشبعه على عامل الانبساطية (EXTRAVERSION) يساوي (0.04) في التحليل اللاحق عند افتراض أن هذا المؤشر لا يتشبع فقط على عامله بل يتشبع أيضا على العامل الآخر. وبما أنه يفضل اعتماد قيم التغير المتوقع المعيارية للحكم على فاعلية التعديل، وبالرجوع إلى المؤشر N4 نلاحظ أن تشبعه المرتقب على العامل الآخر (الانبساطية) منخفض جدا (0.04) عند افتراض تحرير المؤشر N4، مما يعزز الاعتقاد أن هذا المؤشر يتشبع فقط على عامله [تشبعه على عامله يساوي 0.88 أنظر الرسم التخطيطي في الشكل (4-2)]. وبنفس الطريقة يمكن قراءة مؤشرات التعديل لمصفوفة أخطاء القياس وما يناظرها من قيم التغير المتوقع.

لكي نعرف هل النموذج النظري يحتاج إلى تعديل بناء على ما تقترحه مؤشرات التعديل وما يناظرها من قيم التغير المتوقع، نبحث أولا عن أعلى مؤشر تعديل الناتج

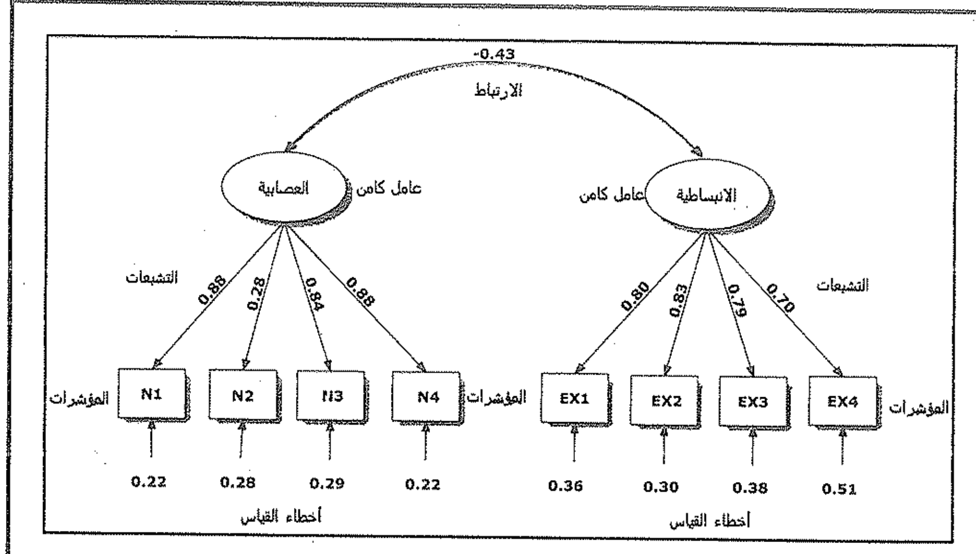
عن تحرير بارامتر معين كان مثبتا في النموذج في السابق، شريطة أن يكون عنده إضافة هذا البارامتر (تحريره) ما يبرره بالاستناد إلى الإطار النظري للبحث. وإذا تعذر التأصيل أو التأويل النظري لتحرير (تقدير) البارامتر الذي يوافق أعلى مؤشر تعديل، فينبغي تركه للانتقال إلى مؤشر التعديل الثاني الذي هو أدنى مباشرة من مؤشر التعديل الأول. غير أن تحرير البارامتر الذي يشير إليه مؤشر التعديل الثاني يجب أن يقوم أيضا على خلفية نظرية تدعمه. معنى ذلك أن تحرير بارامتر معين (كأن يكون تشبعا جديدا، أو ارتباطا بين تباين خطأ مؤشرين مقاسين، إلخ) يجب ألا يقوم فقط على محك مؤشر التعديل المرتفع، بل يجب أن يعزز هذا التعديل بإطار نظري أو تأويل أو تأصيل تنظيري مناسب.

ومن جهة أخرى يجب أن تكون قيمة مؤشر التعديل التي تبدو مرتفعة لا تقل عن 3.84 (أو تجبر إلى الرقم 4)، أي يجب أن تكون قيم مؤشرات التعديل تساوي أو تتعدى3.84 أو القيمة أربعة إجمالا.

لنرجع الآن إلى جدول مؤشرات التعديل، فحزمة ليزرل تضيف خلاصة في الأخيرة تشير فيها إلى أعلى مؤشر تعديل الذي يساوي في هذه الحالة 3.49 الخاص بالعنصر (3و4: تقاطع الصف الثالث بالعمود الرابع) لمصفوفة أخطاء قياس المؤشرات (مصفوفة ثيتا-دلتا) أي التغاير بين خطأ قياس المتغير المقاس N4 (الوعي الذاتي) وخطأ القياس N3 (الاكتئاب).

ومن الواضح أن أعلى مؤشر تعديل لا تتجاوز قيمته المستوى الحرج3.84 أو القيمة أربعة كقيمة تقريبية. ونستنتج من ذلك أنه ليس في مقدور مؤشرات التعديل الرفع من مستوى المطابقة التي يتمتع بها النموذج الأصلي. وبالتالي نحتفظ بالنموذج كما هو (مؤشراته الحرة تبقى حرة وبارامتراته الثابتة تبقي ثابتة) بدون إجراء أي تعديل لاحق عليه بناء على نتائج فحص البواقي ونتائج فحص مؤشرات التعديل.

إذن نعتبر النموذج العاملي للشخصية الثنائي العوامل: العصابية والانبساطية، والذي يظهر مرة أخرى في الشكل (5-1) يتمتع بمطابقة كافية وبمستوى مناسب من الصحة، ما لم تظهر شواهد أخرى تتحدى صلاحية النموذج وتهدد صدقه.

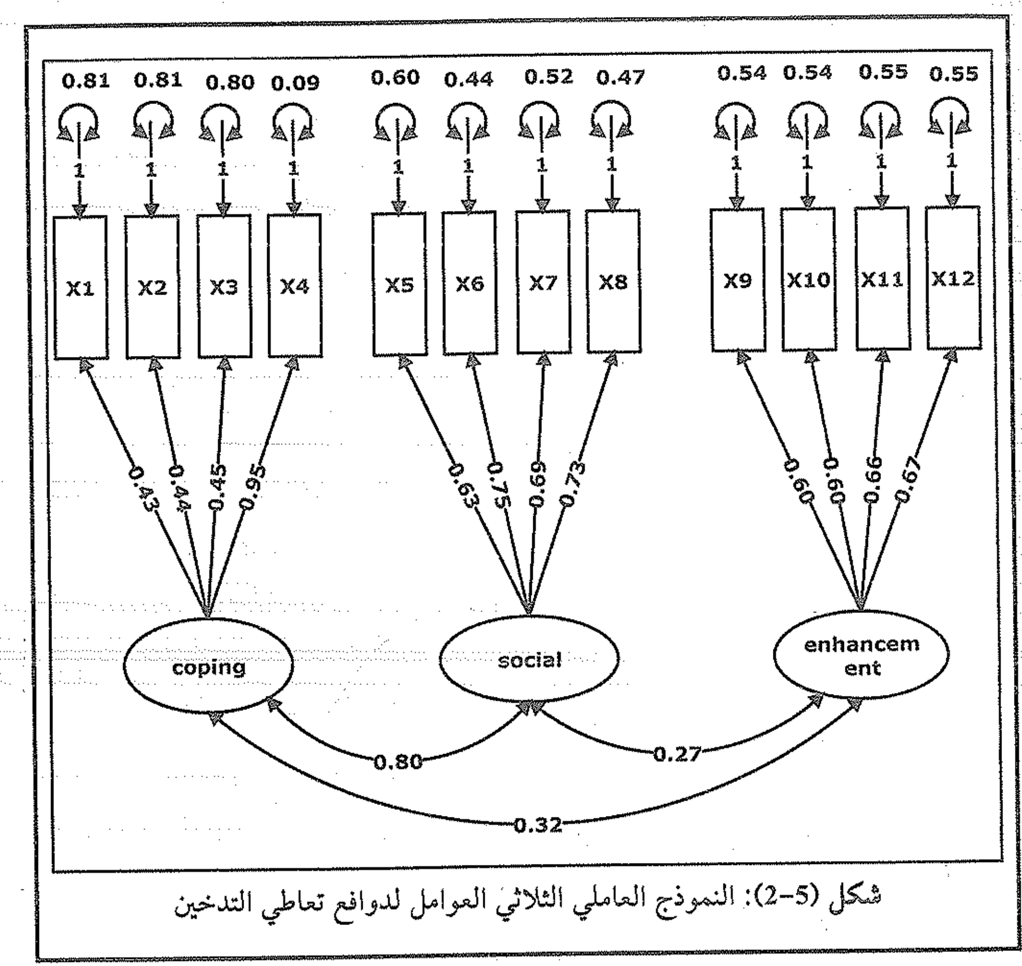


شكل (5-1): مسار تخطيطي للنموذج العاملي المفترض لتفسير الشخصية بافتراض عاملين أساسين:العصابية (Neuroticism) والانبساطية (Extraversion): تدل المؤشرات المقاسة (N1-N4)لعامل العصابية على القلق، العدوانية، الاكتئاب، الوعي الذاتي على التوالي. كما تدل المؤشرات المقاسة (EX1-EX4) لعامل الانبساطية على الدفء العاطفي، الوداعة، توكيد الذات، المشاعر الإيجابية على التوالي. يظهر النموذج البارامترات المقدرة بوحدات معيارية. يدل السهم المحدب المزدوج الاتجاه على التغاير أو الارتباط بين عامل العصابية وعامل الانبساطية. وتدل الأسهم الوحيدة التي تتجه من الشكلين البيضاويين (أو الدائرتين) إلى المستطيلات (المؤشرات المقاسة) على التشبعات بوحدات معيارية، وتدل الأسهم الصغيرة الموجودة يسار المؤشرات المقاسة (المستطيلات) على تباين أخطاء القياس error variance أو بواقي تباين المؤشرات المقاسة التي لم يقو العامل الذي ينتسب إليه المؤشر المقاس من تفسيرها، ولذلك سميت أيضا بالبواقي residuals

مثال تطبيقي آخر لتوظيف مؤشرات التعديل لتطوير النموذج العاملي المفترض

افترض الباحث نموذجا عامليا ينطوي على ثلاثة عوامل لمفهوم دوافع تعاطي التدخين: العامل الأول: دافع التكيف أو التعامل مع المشكل والضغوط (coping motive)، العامل الثاني:دوافع اجتماعية (social motive)، العامل الثالث: دوافع

استمتاعية تعزيزية (Enhancement motive). وكل عامل قيس باستعمال أربع فقرات أو مؤشرات مقاسة أو مشاهدة. ويبين الشكل (5←2) النموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع التعاطي، وتظهر القيم نتائج تقدير البارامترات (التشبعات، الارتباطات بين العوامل، تباين أخطاء المؤشرات) باستعمال حزمة ليزرل.



شكل (5-2): النموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعاطي التدخين

من الضروري تذكير القارئ بأنه قبل الانتقال إلى تعديل النموذج في ضوء نتائج المطابقة الإجمالية والتفصيلية، لا بد أولا من تجهيز أو إعداد ملف التعليمات لهذا المثال باستعمال لغة التعليمات "سمبليس" لحزمة ليزرل. أو ملف التعليمات لحزمة "إكس EQS" أو أي حزمة إحصائية متخصصة. فإذا استقر اختيار القارئ على استعمال

حزمة ليزرل، وبعد إعداد ملف التعليمات، وإدخال البيانات (مصفوفة التغاير بين المؤشرات المقاسة أو مصفوفة الارتباطات) ليتم معالجتها باستعمال حزمة ليزرل، نحصل على النتائج ومن ضمن النتائج التي توفرها الحزمة قيم مؤشرات المطابقة الإجمالية للنموذج العاملي للمثال الحالي، وأيضا قيم البارامترات الحرة (المجهولة) للنموذج (تقدير العلاقة الارتباطية أو التغاير بين العوامل، تقدير قيم التشبعات، تقدير قيم تباين أخطاء المؤشرات المقاسة). وبعد الاطمئنان بأن نموذج المثال الحالي يتوفر على مطابقة إجمالية كافية في ضوء استعمال مؤشرات المطابقة المختلفة المتوفرة في النتائج التي تزودنا بها الحزمة، ننتقل إلى فحص المطابقة التفصيلية (فحص المكونات أو العناصر الفردية) للنموذج النظري للمثال الحالي باستعمال طريقتين: طريقة فحص البواقي، وطريقة فحص مؤشرات التعديل. وسنطبق الطريقتين على المثال الحالي.

أولا: فحص البواقي

لنسرع أولا في عملية فحص البواقي، يعرض الجدول (5-3) مصفوفات النموذج العاملي الموضح في الشكل (5-2)، وهي مصفوفة التباين والتغاير للعينة، ومصفوفة التباين والتغاير القائمة على النموذج المفترض أو المتوقع، ومصفوفة التباين والتغاير للبواقي غير المعيارية (استعمال وحدة قياس المؤشرات الأصلية)، ومصفوفة التباين والتغاير للبواقي المعيارية.

إن لكل مؤشرين أو متغيرين ملاحظين توجد قيمة واحدة من قيم البواقي. ففي مثالنا عن النموذج المكون من ثلاثة عوامل يوجد 12 مؤشرا مقاسا، وبالتالي فإن مصفوفة البواقي ستحتوي على 78 [أي: (12×13)/ 2] عنصرا أو قيمة من قيم البواقي. وبالرجوع إلى الجدول (5-3) نجد أن كل عنصر أو قيمة من عناصر مصفوفة التباين والتغاير للبواقي (مصفوفة البواقي اختصارا) [أنظر مصفوفة ج في الجدول (5-3)] هي حاصل طرح عناصر قيم التباين والتغاير لمصفوفة النموذج المفترض (المصفوفة ج) من عناصر قيم التباين والتغاير لمصفوفة العينة (المصفوفة أ).

غير أن قيم مصفوفة البواقي(ج) تعتمد على وحدة القياس الأصلية التي قيست بها المتغيرات أو المؤشرات المقاسة ولذلك يستعصي حجم قيم بواقيها عن التأويل، إذ

من الصعب الحكم على حجم قيم بواقي النموذج المفترض بأنها صغيرةٌ أو كبيرة عندما تختلف وحدة قياس المتغيرات المقاسة أو المؤشرات اختلافا كبيرا. وللتغلب على هذه المشكلة تستعمل مصفوفة البواقي المعيارية Standardized residual matrix (المصفوفة د) عوضا عن مصفوفة البواقي غير المعيارية (المصفوفة ج). وتحسب البواقي المعيارية بقسمة بواقي النموذج المفترض (غير المعيارية) على قيمة خطئها المعياري المقدر. وبالتالي يمكن تأويل البواقي المعيارية بنفس طريقة تأويل الدرجات الزائية Z-scores بمعنى أن قيم البواقي المعيارية يمكن تصورها بأنها تدل على عدد الانحرافات المعيارية التي تختلف بها قيم بواقي النموذج المفترض عن قيم البواقي التي تساوي صفرا (البواقي الصفرية) التي تعكس النموذج التام المطابقة(Brown, 2006, Raykov & Marcoulides, 2006).

عند فحص مصفوفة البواقي المعيارية(مصفوفة د) في الجدول (5←3)، نجد أن بعض البواقي موجبة الإشارة وبعضها الآخر سالبة الإشارة. البواقي الموجبة الإشارة تدل على أن بارامترات النموذج المفترض تقلص في تقديرها لعلاقة معامل الارتباط بين مؤشرين إلى حد ما. فمثلا، إن قيمة البواقي المعيارية للعلاقة بين X2 و X1 هي 3.20 (نكتفي برقمين بعد الفاصلة). وإشارتها الموجبة متسقة لكون التغاير بين هذين المؤشرين في العينة (0.93) أعلى من قيمة تغايرها في مصفوفة النموذج المفترض (0.58). **وعند اكتشاف قيمة بواقي معيارية مرتفعة فدلالة ذلك أن النموذج المفترض يحتاج إلى بارامترات إضافية لتفسير أو التنبؤ بقيم تغاير المؤشرات المقاسة.**

أما قيمة البواقي المعيارية السالبة فتدل على أن بارامترات النموذج المفترض تغالي أو تضخم إلى حد ما في تقدير العلاقة بين مؤشرين. إن قيمة البواقي المعيارية للمؤشرين X9 ، X12 تساوي (2.77- عند الاكتفاء برقمين بعد الفاصلة) وهي قيمة سالبة لأن تغاير هذين المؤشرين في مصفوفة التباين والتغاير للعينة يساوي (2.53)، وهي قيمة أصغر من تغايرهما في مصفوفة التباين والتغاير للنموذج المفترض (2.85).

لكن السؤال الهام الذي يطرح نفسه بإلحاح هو: ما المستوى الذي إذا تجاوزته قيم البواقي اعتبرت بواقي كبيرة؟ ما هي القيمة الفاصلة بين البواقي الكبيرة والبواقي الصغيرة؟

إن قيم البواقي تؤول نسبيا كما تؤول الدرجات المعيارية الزائية Z-scores ، وبالتالي فإن الدرجات المعيارية الزائية التي تستعمل في مستويات الدلالة الإحصائية المألوفة تتخذ كنقاط فاصلة عملية. **ولذلك تأخذ القيمة المطلقة 1.96 كدرجة قطع بين قيم البواقي المقبولة أو الصغرى وبين قيم البواقي الكبيرة (وعمليا قد تأخذ القيمة التقريبية 2 كنقطة أو قيمة حرجة للتمييز بين البواقي الكبيرة والبواقي الصغيرة)** .(Raykov & Marcoulides, 2006)

غير أن حجم البواقي المعيارية قد يتأثر بحجم العين، بحيث أن اتساع حجم العينة يقترن بازدياد في حجم قيم البواقي المعيارية، لأن حجم الخطأ المعياري لبواقي مصفوفة النموذج المفترض له علاقة عكسية بحجم العينة. وهذا السبب سنستعمل **درجة قطع أعلى بحيث تساوي 2.58 (وهي القيمة الحرجة الزائية التي توافق مستوى الدلالة عند 0.01)**. وسواء استعمل الباحث درجة القطع (القيمة الحرجة) الأولى **1.96 أو درجة القطع الثانية 2.58 فينبغي على الباحث أن يأخذ بعين الاعتبار تأثير حجم العينة عند تأويل قيم البواقي.**

وإذا طبقنا درجة القطع 1.96 أو 2، نجد أن قيم البواقي المعيارية في مصفوفة البواقي (د) تنطوي على 10 بواقي قيمها المطلقة (بغض النظر عن الإشارة) أعلى من القيمة الحرجة (2). أما إذا أخذنا درجة القطع الحرجة 2.58 وتبدو هي المناسبة لأن حجم العينة كبير نسبيا (العينة=500) فتوجد 5 بواقي حجمها يتعدى 2.58، أعلاها قيمة البواقي (5.18+) للمؤشرين X12 و X11 ، ودونها مباشرة قيمة البواقي (4.45+) للمؤشرين X10 و X9. أما البواقي السالبة فأكبرها قيمة البواقي بين المؤشرين X12 و X9 والتي تساوي (2.77-).

إن الانطباع الذي تشكل لدينا هو أن النموذج النظري لم ينتج مصفوفة تباين وتغاير بين المؤشرات تعكس بكفاية مصفوفة التباين والتغاير للعينة.

إن وجود بواقي معيارية موجبة مرتفعة يمكن أن يدل على أن العوامل الثلاثة المفترضة لا تفسر نسبة كافية من التباين في المؤشرات المقاسة. فقد تتدخل عوامل أخرى في تفسير بواقي التباين في المؤشرات (ولا سيما بواقي X12 و X11؛ وبواقي

X10 و X9؛ وبواقي X2 و X1؛ وبواقي X12 و X9) لم يفكر فيها الباحث أو ينتبه لها. وكل ذلك يوحي بأن النموذج الموضح في الشكل (5-2) يحتاج إلى مراجعة.

جدول (5-3): مصفوفة العينة، ومصفوفة النموذج، ومصفوفة البواقي غير المعيارية ومصفوفة البواقي المعيارية لمثال النموذج المفترض الثلاثي العوامل لدوافع سلوك تعاطي التدخين الموضح في الشكل (4←2)

Sample Variance-covariance Matrix(S)

للعينة (مصفوفة أ) مصفوفة التباين والتغاير

	X1	X2	X3	X4	X5	X6
X1	4.2436					
X2	0.9394	2.3104				
X3	0.9057	0.7617	3.6864			
X4	1.1938	0.8701	1.1614	1.9881		
X5	0.6130	0.6627	0.7241	1.1733	2.9929	
X6	0.7803	0.7210	0.9074	1.4450	1.4821	3.1329
X7	1.0259	0.8099	1.1522	1.9064	1.8351	2.1684
X8	0.8651	0.7936	0.8063	1.7444	1.8182	2.2018
X9	0.7398	0.5947	0.5557	0.7029	0.5656	0.6214
X10	0.4831	0.2633	0.2050	0.5503	0.4027	0.5823
X11	0.8471	0.5117	0.7796	0.5834	0.1956	0.5641
X12	0.4767	0.3558	0.5158	0.7426	0.3543	0.8334

	X7	X8	X9	X10	X11	X12
X7	6.2001					
X8	2.9505	5.1529				
X9	0.7207	0.9186	7.1824			
X10	0.4575	0.6753	2.1011	3.0625		
X11	0.4224	0.3559	2.5484	1.5741	6.6049	
X12	0.8478	0.6763	2.5379	1.6711	3.4660	7.0756

Model-based variance-covariance matrix (Σ) or fitted or predicted matrix

مصفوفة التباين والتغاير القائمة على النموذج المفترض أو المتوقع (مصفوفة ب)

	X1	X2	X3	X4	X5	X6
X1	4.2436					
X2	0.5889	2.3104				
X3	0.7704	0.5738	3.6864			
X4	1.1951	0.8902	1.1645	1.9881		
X5	0.7780	0.5796	0.7581	1.1761	2.9929	

X6	0.9400	0.7002	0.9159	1.4209	1.4500	3.1329
X7	1.2201	0.9089	1.1888	1.8443	1.8821	2.2739
X8	1.1748	0.8751	1.1447	1.7758	1.8122	2.1895
X9	0.4618	0.3440	0.4500	0.6981	0.4730	0.5715
X10	0.2993	0.2229	0.2916	0.4524	0.3065	0.3703
X11	0.4861	0.3621	0.4736	0.7348	0.4979	0.6015
X12	0.5065	0.3773	0.4935	0.7656	0.5188	0.6268

	X7	X8	X9	X10	X11	X12
X7	6.2001					
X8	2.8419	5.1529				
X9	0.7418	0.7143	7.1824			
X10	0.4807	0.4628	1.6866	3.0625		
X11	0.7808	0.7518	2.7395	1.7752	6.6049	
X12	0.8136	0.7834	2.8546	1.8497	3.0044	7.0756

Fitted Residual Matrix or The Unstandardized Residual Matrix

مصفوفة التباين والتغاير للبواقي غير المعيارية (استعمال وحدة قياس المؤشرات الأصلية) [مصفوفة ج]

	X1	X2	X3	X4	X5	X6
X1	0.0000					
X2	0.3504	0.0000				
X3	0.1354	0.1879	0.0000			
X4	-0.0013	-0.0201	-0.0031	0.0000		
X5	-0.1651	0.0831	-0.0340	-0.0027	0.0000	
X6	-0.1597	0.0208	-0.0086	0.0241	0.0320	0.0000
X7	-0.1942	-0.0989	-0.0366	0.0621	-0.0470	-0.1055
X8	-0.3097	-0.0815	-0.3384	-0.0315	0.0060	0.0123
X9	0.2779	0.2507	0.1057	0.0047	0.0926	0.0499
X10	0.1838	0.0404	-0.0866	0.0979	0.0961	0.2120
X11	0.3610	0.1496	0.3060	-0.1513	-0.3022	-0.0375
X12	-0.0298	-0.0215	0.0223	-0.0230	-0.1644	0.2066

	X7	X8	X9	X10	X11	X12
X7	0.0000					
X8	0.1086	0.0000				
X9	-0.0211	0.2043	0.0000			
X10	-0.0231	0.2125	0.4145	0.0000		
X11	-0.3584	-0.3959	-0.1911	-0.2010	0.0000	
X12	0.0342	-0.1071	-0.3167	-0.1785	0.4615	0.0000

Summary Statistics for Fitted Residuals أصغر وأكبر قيمة للبواقي غير المعيارية

Smallest Fitted Residual = -0.3959
Median Fitted Residual = 0.0000
Largest Fitted Residual = 0.4615

Standardized Residuals Matrix

مصفوفة التباين والتغاير للبواقي المعيارية (مصفوفة د)

	X1	X2	X3	X4	X5	X6
X1	- -					
X2	3.2060	- -				
X3	0.9919	1.8710	- -			
X4	-0.1247	-2.6014	-0.3269	- -		
X5	-1.3804	0.9445	-0.3090	-0.0685	- -	
X6	-1.4664	0.2597	-0.0858	0.8196	0.6073	- -
X7	-1.1887	-0.8230	-0.2444	1.2334	-0.5398	-1.5884
X8	-2.1676	-0.7760	-2.5849	-0.7758	0.0841	0.2292
X9	1.2238	1.4981	0.5026	0.0429	0.5292	0.3010
X10	1.2379	0.3694	-0.6299	1.3434	0.8391	1.9508
X11	1.6840	0.9476	1.5433	-1.6055	-1.8698	-0.2504
X12	-0.1344	-0.1317	0.1089	-0.2382	-0.9859	1.3402

	X7	X8	X9	X10	X11	X12
X7	- -					
X8	1.1949	- -				
X9	-0.0868	0.9475	- -			
X10	-0.1453	1.5030	4.4504	- -		
X11	-1.6113	-2.0234	-1.7036	-2.7049	- -	
X12	0.1493	-0.5312	-2.7714	-2.3581	5.1859	- -

Summary for largest standardized Residuals

ملخص يظهر البواقي المرتفعة المعيارية

Largest Negative Standardized Residuals

Residual for X4 and X2 -2.6014
Residual for X8 and X3 -2.5849
Residual for X11 and X10 -2.7049
Residual for X12 and X9 -2.7714

Largest Positive Standardized Residuals

Residual for X2 and X1 3.2060
Residual for X10 and X9 4.4504
Residual for X12 and X11 5.1859

ثانيا: مؤشرات التعديل Modification Indices

قبل أن ننتقل إلى معاينة مؤشرات التعديل لنلقي نظرة أولا على بعض مؤشرات المطابقة للنموذج العاملي المفترض الذي تطرقنا إليه في سياق موضوع البواقي والذي يظهر الشكل (5-2) مساره التخطيطي.

جدول (5-4): مؤشرات المطابقة الخاصة بالنموذج الموضح في الشكل(5-2) الذي يمثل نموذجا عامليا ثلاثي العوامل لدوافع تعاطي التدخين عند استعمال حزمة ليزرل

```
Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 51
Minimum Fit Function Chi-Square = 86.6054 (P = 0.001371)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 92.3059 (P = 0.0003541)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 41.3059
90 Percent Confidence Interval for NCP = (18.2557 ; 72.1910)
Minimum Fit Function Value = 0.1736
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.08278
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.03658 ; 0.1447)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.04029
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.02678 ; 0.05326)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.8863
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.2932
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.2470 ; 0.3551)
ECVI for Saturated Model = 0.3126
ECVI for Independence Model = 5.5235
Chi-Square for Independence Model with 66 Degrees of Freedom = 2732.2510
Independence AIC = 2756.2510
Model AIC = 146.3059
Saturated AIC = 156.0000
Independence CAIC = 2818.8263
Model CAIC = 287.1004
Saturated CAIC = 562.7394
Normed Fit Index (NFI) = 0.9683
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.9827
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.7482
Comparative Fit Index (CFI) = 0.9866
Incremental Fit Index (IFI) = 0.9867
Relative Fit Index (RFI) = 0.9590
Critical N (CN) = 446.9084
```



```
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.1687
Standardized RMR = 0.03694
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.9701
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.9543
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.63
```

غير أننا نفضل أن نعيد تنظيم مؤشرات المطابقة وفقا للتنظيم الذي عالجناه سابقا، أي تنظيم مؤشرات المطابقة إلى مؤشرات المطابقة المطلقة Absolute Fit indices ، ومؤشرات تصحيح الافتقار للاقتصاد Parcimony Correction Indices، ومؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية Comparative / incremental Fit Indices، في جدول بحيث ينطوي الجدول في ذات الوقت على القيم المحكية لكل مؤشر. ونقصد بذلك مجال القيم لكل مؤشر التي تدل على وجود مطابقة، وذلك حتى يتسنى للقارئ مقارنة قيم مؤشرات المطابقة لنموذج البحث بالقيم المحكية النموذجية لكل مؤشر[جدول (5-5)].

جدول(5-5): مؤشرات المطابقة الإجمالية المحسوبة أو التجريبية ومؤشرات المطابقة النموذجية أو المحكية للنموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعاطي التدخين

الاختصار الذي يعرف به المؤشر	الترجمة العربية له	القيم المحسوبة لمؤشرات المطابقة	قيم المؤشر الدالة على وجود مطابقة (قيم المؤشر النموذجية)
مؤشرات المطابقة المطلقة Absolute Fit indices			
χ^2	مربع كاي	مربع كاي= 86.61 بدرجات حرية 51 دال إحصائيا عند مستوى واحد من الألف (p=0.001)	- أن تكون غير دالة. - إذا كان يساوي صفرا يدل على مطابقة تامة.
(RMR)	مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي	يساوي 0.168	- ينبغي أن تكون دون(0.1)

الاختصار الذي يعرف به المؤشر	الترجمة العربية له	القيم المحسوبة لمؤشرات المطابقة	قيم المؤشر الدالة على وجود مطابقة (قيم المؤشر النموذجية)
(SRMR)	مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية	يساوي 0.036	ـ ينبغي أن تكون دون(0.1)
(GFI)	مؤشر حسن المطابقة	يساوي 0.97	ـ يساوي أو أكبر من (0.90)
(AGFI)	مؤشر حسن المطابقة المصحح	يساوي 0.95	ـ يساوي أو أكبر من (0.90)
(PGFI)	مؤشر حسن المطابقة الاقتصادي	يساوي 0.63	ـ يجب أن يتعدى 0.50 ـ والأفضل أن تكون قيمته أكبر من 0.60
مؤشرات الافتقار للاقتصاد **Parsimony Correction Indices**			
(RMSEA)	الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب	يساوي 0.04 حدود الثقة عند 90٪ القيمة الصغرى:0.027 القيمة الكبرى:0.053	ـ المؤشر دون(0.05) يدل على مطابقة جيدة ـ المؤشر بين (0.05-0.08) يدل على مطابقة مقبولة ـ المؤشر بين (0.08-0.10) يدل على مطابقة غير كافية mediocre ـ المؤشر أعلى من (0.10) يدل على سوء المطابقة. حدود الثقة عند 90٪ الدالة على المطابقة يجب أن تتراوح من الصفر إلى 0.08، أي أن الحد الأصغر يجب أن دون 0.05 بكثير، أي قريبة من الصفر، أما الحد الأكبر فيجب ألا يتعدى 0.08

الاختصار الذي يعرف به المؤشر	الترجمة العربية له	القيم المحسوبة لمؤشرات المطابقة	قيم المؤشر الدالة على وجود مطابقة (قيم المؤشر النموذجية)
P-Value for Close Fit	الدلالة الإحصائية للمطابقة القريبة	تساوي 0.886	يجب أن تكون قيمته أكبر من 0.50
(ECVI)	مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع	النموذج الحالي=0.29 النموذج المشبع=0.313 النموذج المستقل=5.52	يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري.
(AIC)	محك المعلومات لأيكيك	النموذج الحالي=146.31 النموذج المشبع=156.00 النموذج المستقل=2756.25	يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري.
(CAIC)	محك المعلومات المتسق لأيكيك	النموذج الحالي=287.10 النموذج المشبع=562.74 النموذج المستقل=2818.82	يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري.
مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية **Comparative / incremental Fit Indices**			
(CFI)	مؤشر المطابقة المقارن	يساوي 0.968	ـ قيمة المؤشر أعلى من (0.90) تدل على مطابقة معقولة
(NNFI) أو(TLI)	مؤشر المطابقة غير المعياري أو	يساوي 0.982	ـ قيمة المؤشر أعلى من (0.90) تدل على مطابقة معقولة

الاختصار الذي يعرف به المؤشر	الترجمة العربية له	القيم المحسوبة لمؤشرات المطابقة	قيم المؤشر الدالة على وجود مطابقة (قيم المؤشر النموذجية)
	مؤشر تاكر-لويس Tucker-Lewis Index		
(NFI)	مؤشر المطابقة المعياري	يساوي 0.968	ـ قيمة المؤشر أعلى من (0.90) تدل على مطابقة معقولة
(PNFI)	مؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي	يساوي 0.748	ـ يجب أن يتعدى 0.50 ـ والأفضل أن تكون قيمته أكبر من 0.60

إن أغلب مؤشرات المطابقة تدل على حسن مطابقة النموذج الموضح في الشكل (5-2). فمثلا أكثر مؤشرات المطابقة فعالية وأداء وهو الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) بحيث إن القيمة التي تقل عن (0.05)على هذا المؤشر تدل على مطابقة جيدة، ونجد في المثال قيمة هذا المؤشر تساوي0.04.

ومؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية Standardized Root Mean Square Residual (SRMR) قيمته في المثال الحالي (0.03) وهو دون (0.1) مما يدل على مطابقة جيدة.

ويعتبر مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) من أفضل المؤشرات القائمة على المقارنة. فإن القيمة التي تتعدى (0.90) يمكن أن تدل على مطابقة معقولة لنموذج البحث أو المفترض، ونجد أن قيمته في المثال الحالي (0.98) تدل على جودة المطابقة.

والقيم الحالية لمؤشر حسن المطابقة(Goodness-of-Fit Index (GFI، ومؤشر حسن المطابقة المصحح Adjusted Goodness-of-Fit Index أو (AGFI)، ومؤشر حسن المطابقة الاقتصادي Parsimony Goodness –of-Fit Index (PGFI)، أغلبها أعلى من مستوى (0.90) الذي يدل على وجود مطابقة.

كما أن قيم مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية، نذكر منها مؤشر المطابقة المعياري أو المستند إلى معايير Normed Fit Index (NFI)، ومؤشر المطابقة غير المعياري Non Normed Fit Index (NNFI)، باستثناء مؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي Parsimony-adjusted Normed Fit Index (PNFI) كلها أعلى من (0.90).

كما أن قيمة مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع Expected Cross-Validation Index (ECVI) الذي يساوي (0.29) للنموذج المفترض الحالي أدنى من مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع لكل من نموذج استقلال المتغيرات Independence model والنموذج المشبع Saturated model. ومحك المعلومات لأيكيك Akaike Information Criterion (AIC) وقيمته الحالية (146.30) أدنى من النموذج المستقل المتغيرات والنموذج المشبع. كما أن قيمة محك المعلومات المتسق لإيكيك Consistent Akaike Information Criterion (AIC) أصغر من قيم هذا المؤشر لكل من النموذج المستقل والنموذج المشبع.

ورغم أن أغلب المؤشرات تدل على وجود مطابقة للنموذج المفترض، نجد أن قيمة مربع كاي دالة إحصائيا. غير أن بعض مؤشرات المطابقة الأخرى وجدت لتسد مواطن الضعف في مؤشر مربع كاي كتأثر دلالته الإحصائية بحجم العينة بحيث أن أي فارق طفيف بين مصفوفة التباين والتغاير للنموذج المفترض ومصفوفة العينة يكون دالا إحصائيا عند اتساع حجم العينة. واتساع حجم العينة هو الوضع المألوف في النمذجة بالمعادلات البنائية. **والخلاصة أن أغلب مؤشرات المطابقة تدل على مطابقة جيدة للنموذج.**

ولقد سبق أن أشرنا أن تمتع النموذج بمطابقة عامة بناء على مؤشرات المطابقة لا يدل إطلاقا على أن النموذج يخلو تماما من أي خلل موضعي، أو خلل في المطابقة الموضعية لبعض بارامترات النموذج المفترض. ولذلك لا بد أن تعزز نتائج مؤشرات المطابقة العامة للنموذج المفترض بفحص موضعي تفصيلي. وذلك بفحص البواقي التي سبق أن تطرقنا إليها، وبفحص مؤشرات التعديل.

وفيما يلي انتقيت قسما من نتائج مصفوفة التباين والتغاير(البيانات) باستعمال حزمة ليزرل. أما البارامترات المقدرة للنموذج المفترض فيظهرها الشكل التخطيطي السابق للنموذج (الشكل: 5-2). أما مؤشرات التعديل الواردة في النتائج فيظهرها الجدول (5-6). وينطوي الجدول على مؤشرات التعديل متبوعة بالتعديلات المتوقعة غير المعيارية (استخدام الوحدات الأصلية للمؤشرات المقاسة)، والمعيارية (توحيد وحدة قياس المؤشرات إلى درجات معيارية) لمصفوفة التشبعات ومصفوفة تباين وتغاير أخطاء المؤشرات المقاسة.

ولتوضيح كيفية قراءة مؤشرات التعديل، لنأخذ على سبيل المثال المؤشر X1 في مصفوفة التشبعات للجدول (5-6)، نجد أن مؤشر التعديل لهذا المؤشر يساوي 6.9127 أو (6.91) اختصارا عند افتراض أنه يتشبع أيضا (علاوة على تشبعه على عامله دافع التكيف...coping) على عامل الدافع الاجتماعي(...social). كما نجد أن مؤشر التعديل يساوي (1.95) عند افتراض أن المؤشر X1 يتشبع أيضا على عامل دافع الاستمتاع (...Enhancement).

فالقيمة (6.91) تدل على أنه عند تحرير تشبع المؤشر X1 على عامل دافع الاستمتاع لتقدير قيمته في التحليل اللاحق والذي كان مثبتا من قبل (كان يساوي صفرا أي لا يتشبع عليه)، فنتيجة هذا التحرير لهذا البارامتر أو التشبع فإنه يتوقع أن تنخفض قيمة مربع كاي بمقدار6.91 وحدة. إن النموذج المفترض الذي يتمتع بمطابقة جيدة يرتبط بمؤشرات تعديل منخفضة في قيمتها. **وبما أنه يمكن تصور مؤشرات التعديل بأنها اختبار مربع كاي فتستعمل قيمته مربع كاي الحرجة التي تساوي3.84 (أو تجبر إلى الرقم 4) للحكم على قيمة مؤشر التعديل بأنه يدل على تحسن ذي دلالة إحصائية عند مستوى(0.05) (أي دال إحصائيا) في مطابقة النموذج.** فعند تحرير مؤشر معين (افتراض أن له علاقة بالعامل الآخر بجانب علاقته بعامله)، فإن مؤشر التعديل الذي يساوي أو أكبر من القيمة أربعة، يعتبر دالا إحصائيا، أي يمكن أن يؤدي هذا البارامتر عند تحريره إلى تحسن في مطابقة النموذج.

غير أن مؤشرات التعديل حساسة لحجم العينة. فعند اتساع العينة، قد نحصل على مؤشرات تعديل مرتفعة على الرغم من أن إضافة البارامتر أو تحريره بناء على

مؤشر التعديل المرتفع قد يكون حجمه منخفضا أو تافها. ولمواجهة هذا المشكل ترفق الحزم الإحصائية المتخصصة مؤشرات التعديل بما يدعى التغير المتوقع في قيم البارامتر Expected parameter change (EPC) لكل مؤشر تعديل. وتسمى اختصارا التغير المتوقع Expected change.

ويزودنا "التغير المتوقع" في قيم البارامتر(EPC) على تقدير تقريبي لمدى التغير المتوقع في قيمة البارامتر الموجبة أو السالبة إذا ما تم تحريره لتقدير قيمته في التحليل اللاحق أو القادم. والجدول (5-6) يظهر قيم التغير المتوقع في قيم البارامترات بالدرجات غير المعيارية وبالدرجات المعيارية أيضا. وقيم التغير المتوقع غير المعيارية تحتفظ بالوحدات الأصلية لقياس المتغيرات، في حين أن قيم التغير المتوقع المعيارية فيتم فيها تحويل الدرجات إلى درجات معيارية لكي يتسنى الحكم على حجم قيم التغير المتوقع، والمقارنة فيما بينها.

فمثلا، بالنسبة للمؤشر X1 في مصفوفة التشبعات للجدول (5-6)، نجد أن قيمة التغير المتوقع المعياري له أي قيمة تشبعه على عامل الدافع الاجتماعي(...social) تساوي (0.27-) ، وقيمة تغيره المتوقع أي قيمة تشبعه على عامل دافع الاستمتاع (...Enhancement) يساوي (0.07) في التحليل اللاحق عند افتراض أن هذا المؤشر لا يتشبع فقط على عامله بل يتشبع أيضا على العاملين الآخرين. لكن قيم تشبعه المتوقع على العاملين الآخرين منخفض جدا مما يعزز الاعتقاد أن هذا المؤشر يتشبع فقط على عامله (تشبعه على عامله يساوي 0.43) [أنظر المسار التخطيطي في الشكل: 5-2].

نبدأ أولا بالبحث عن أعلى مؤشر تعديل لجعل البارامتر الذي يتعلق بمؤشر التعديل حرا في التحليل اللاحق أو القادم، شريطة أن يكون لإضافة هذا البرامتر (تحريره) ما يبرره بالاستناد إلى الإطار النظري للبحث. وإذا تعذر التأصيل أو التأويل النظري لتحرير (تقدير) البارامتر الذي يوافق أعلى مؤشر تعديل، فينبغي الانتقال إلى أعلى مؤشر التعديل الثاني الذي هو أدنى مباشرة من مؤشر التعديل الأول. غير أن تحرير البارامتر الذي يشير إليه مؤشر التعديل الثاني يجب أن يقوم أيضا على خلفية نظرية تدعمه.

لنرجع إلى جدول مؤشرات التعديل، فحزمة ليزرل تضيف خلاصة في الأخيرة تشير فيها إلى أعلى مؤشر تعديل الذي يساوي في هذه الحالة 26.98 ويتعلق بالتغاير (الارتباط) بين خطأ المؤشر X11 وخطأ المؤشر X12 في مصفوفة التباين والتغاير لأخطاء المؤشرات. ويمكن تبرير ذلك نظريا أن الفقرة X11 والفقرة X12 كانتا الفقرتين اللتين صيغتا صياغة سالبة مقارنة بالفقرات الأخرى، وبالتالي فاتجاه الصياغة هو ما يفسر سبب وجود علاقة بين خطأ الفقرتين أو المؤشرين.

جدول (5-6): مؤشرات التعديل للنموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعاطي المخدرات

مؤشرات التعديل لمصفوفة التشبعات

Modification Indices for LAMBDA-X

	Coping	Social	Enhance
	--------	--------	--------
X1	- -	6.9127	1.9502
X2	- -	0.0520	0.8609
X3	- -	2.0544	0.3790
X4	- -	18.8784	3.0954
X5	0.0299	- -	0.5946
X6	0.4826	- -	2.4903
X7	0.7781	- -	0.5376
X8	1.9583	- -	0.0929
X9	0.1009	0.3376	- -
X10	2.0121	2.8778	- -
X11	1.8663	4.3487	- -
X12	0.0397	0.0011	- -

التغيرات المتوقعة غير المعيارية لمصفوفة التشبعات

Expected Change for LAMBDA-X

	Coping	Social	Enhance
	--------	--------	--------
X1	- -	-0.5203	0.0926
X2	- -	-0.0333	0.0453
X3	- -	-0.2668	0.0377
X4	- -	1.3001	-0.1039
X5	-0.0299	- -	-0.0390
X6	0.1267	- -	0.0776

X7	0.2201	- -	-0.0519
X8	-0.3234	- -	-0.0193
X9	0.0441	0.0669	- -
X10	0.1287	0.1277	- -
X11	-0.1814	-0.2292	- -
X12	-0.0274	0.0037	- -

التغيرات المتوقعة المعيارية لمصفوفة التشبعات

Completely Standardized Expected Change for LAMBDA-X

	Coping	Social	Enhance
	--------	--------	--------
X1	- -	-0.2767	0.0725
X2	- -	-0.0240	0.0481
X3	- -	-0.1522	0.0317
X4	- -	1.0101	-0.1189
X5	-0.0153	- -	-0.0363
X6	0.0637	- -	0.0707
X7	0.0786	- -	-0.0336
X8	-0.1267	- -	-0.0137
X9	0.0146	0.0273	- -
X10	0.0654	0.0799	- -
X11	-0.0628	-0.0977	- -
X12	-0.0092	0.0015	- -

مؤشرات التعديل لمصفوفة التغاير لأخطاء المؤشرات المقاسة (الفقرات)

Modification Indices for THETA-DELTA

	X1	X2	X3	X4	X5	X6
X1	- -					
X2	10.2784	- -				
X3	0.9838	3.5008	- -			
X4	0.0156	6.7664	0.1070	- -		
X5	0.4509	1.4463	0.0243	0.0630	- -	
X6	0.4835	0.1020	0.2106	0.0514	0.3688	- -
X7	0.2889	1.1418	0.0092	2.1094	0.2914	2.5231
X8	1.5320	0.3652	5.2701	0.2080	0.0071	0.0525
X9	0.4674	1.8736	0.0305	0.8856	0.8206	1.0539
X10	0.0668	0.4330	3.5380	1.0605	0.3384	0.5972
X11	4.0221	1.5955	5.9547	2.6320	1.1235	0.2476
X12	1.5010	0.7245	0.0548	0.1688	1.1412	1.6639

	X7	X8	X9	X10	X11	X12
X7	- -					
X8	1.4278	- -				
X9	0.0319	1.6182	- -			
X10	1.5176	1.3086	19.8062	- -		
X11	0.2622	2.1395	2.9022	7.3165	- -	
X12	0.6360	0.5896	7.6807	5.5608	26.8935	- -

التغيرات المتوقعة لمصفوفة التغاير لأخطاء المؤشرات المقاسة غير المعيارية(الفقرات)

Expected Change for THETA-DELTA

	X1	X2	X3	X4	X5	X6
X1	- -					
X2	0.3799	- -				
X3	0.1476	0.2052	- -			
X4	-0.0148	-0.2294	-0.0372	- -		
X5	-0.0805	0.1061	0.0172	-0.0159	- -	
X6	-0.0780	0.0264	0.0477	0.0146	0.0571	- -
X7	-0.0889	-0.1302	0.0146	0.1308	-0.0724	-0.2150
X8	-0.1809	-0.0651	-0.3103	0.0374	0.0102	0.0286
X9	0.1333	0.1965	0.0314	-0.0914	0.1335	-0.1408
X10	0.0330	-0.0618	-0.2215	0.0654	0.0561	0.0693
X11	0.3644	0.1690	0.4093	-0.1489	-0.1458	0.0637
X12	-0.2299	-0.1176	-0.0406	0.0390	-0.1517	0.1707

	X7	X8	X9	X10	X11	X12
X7	- -					
X8	0.2068	- -				
X9	-0.0363	0.2276	- -			
X10	-0.1636	0.1339	0.8637	- -		
X11	-0.0970	-0.2444	-0.5186	-0.5346	- -	
X12	0.1560	-0.1325	-0.8780	-0.4850	1.7145	- -

التغيرات المتوقعة لمصفوفة التغاير لأخطاء المؤشرات المقاسة المعيارية (الفقرات

Completely Standardized Expected Change for THETA-DELTA

	X1	X2	X3	X4	X5	X6
X1	- -					
X2	0.1213	- -				
X3	0.0373	0.0703	- -			
X4	-0.0051	-0.1070	-0.0137	- -		

X5	-0.0226	0.0404	0.0052	-0.0065	- -	
X6	-0.0214	0.0098	0.0140	0.0058	0.0187	- -
X7	-0.0173	-0.0344	0.0031	0.0373	-0.0168	-0.0488
X8	-0.0387	-0.0189	-0.0712	0.0117	0.0026	0.0071
X9	0.0241	0.0482	0.0061	-0.0242	0.0288	-0.0297
X10	0.0091	-0.0232	-0.0659	0.0265	0.0185	0.0224
X11	0.0688	0.0433	0.0829	-0.0411	-0.0328	0.0140
X12	-0.0420	-0.0291	-0.0079	0.0104	-0.0330	0.0363

	X7	X8	X9	X10	X11	X12
X7	- -					
X8	0.0366	- -				
X9	-0.0054	0.0374	- -			
X10	-0.0375	0.0337	0.1842	- -		
X11	-0.0152	-0.0419	-0.0753	-0.1189	- -	
X12	0.0236	-0.0219	-0.1232	-0.1042	0.2508	- -

Maximum Modification Index is 26.89 for Element (12,11) of THETA-DELTA

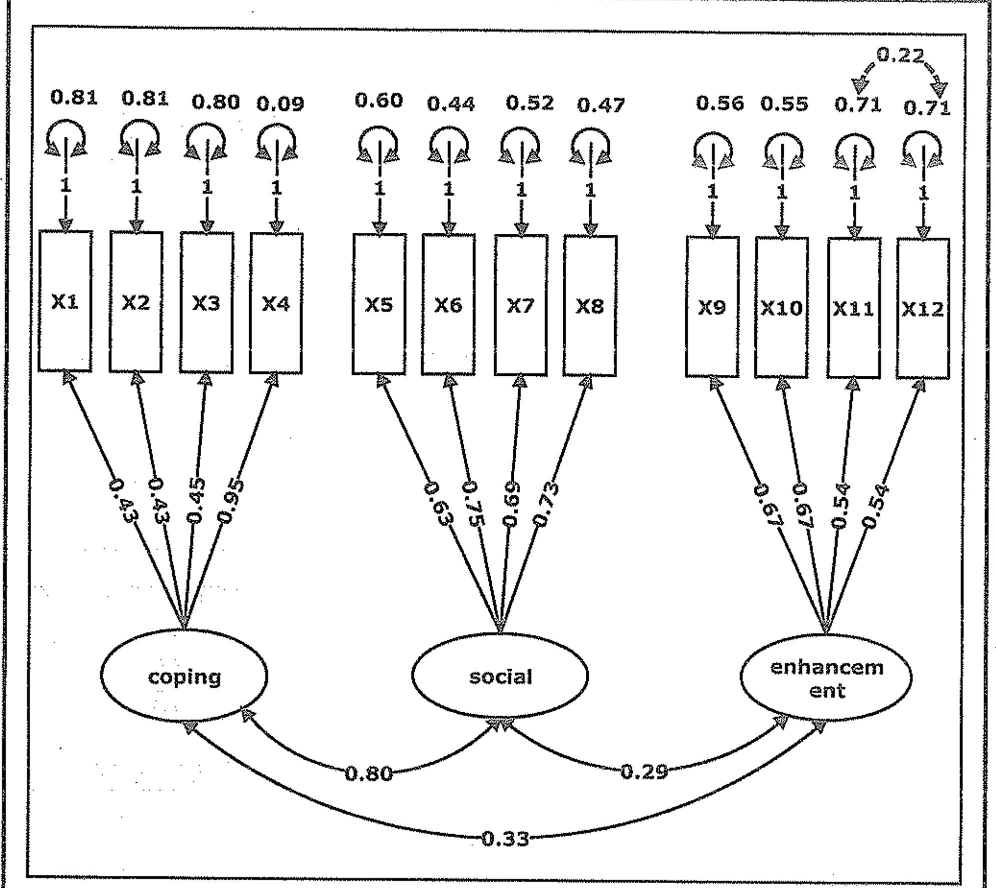
كما أن مؤشر التعديل المرتفع الثاني في الترتيب من حيث حجمه يساوي 18.87؛ ويتعلق بإضافة تشبع المؤشر أو الفقرة X4 على العامل الثاني: الدوافع الاجتماعية (social...) فضلا عن تشبعه على عامله الأصلي. والتغير المتوقع المعياري الذي يناظر هذا التشبع المضاف يساوي1.01.

التعديل الأول للنموذج المفترض

لما كان مؤشر التعديل المرتفع (26.89) يشير إلى التغاير أو الارتباط بين خطأ المؤشر X11 وخطأ المؤشر X12، فسنقوم بالإيعاز إلى حزمة ليزرل بأن التغاير بين تباين خطأ المؤشر X11 وتباين خطأ المؤشر X12 الذي كان مثبتا بصفر (بناء على افتراض استقلال الأخطاء) في النموذج المفترض السابق أو الأصلي، سنحرره الآن كبارامتر حر وليس كبارامتر ثابت لكي تقوم الحزمة بتقدير تغايره.

وعند إعادة التحليل لمصفوفة التباين والتغاير من جديد بإدخال هذا التعديل (ارتباط الخطأين)، فإن نتائج تقدير البارامترات المختلفة للنموذج المفترض (التشبعات، ارتباط العوامل، تباين الأخطاء، تغاير الخطأين) موضحة في الشكل

(5-3) الذي يظهر المسار التخطيطي للنموذج العاملي الثلاثي العوامل مع التقديرات المعيارية للبارامترات المختلفة بما فيها تقدير ارتباط الخطأين.



شكل (5-3): القيم المعيارية لبارامترات نموذج التحليل العاملي التوكيدي الثلاثي الأبعاد لدوافع تعاطي المخدرات، بعد تحرير (ارتباط) خطأ المؤشرين: X11، X12(التعديل الأول للنموذج)

لنلقي نظرة على بعض مؤشرات المطابقة التالية للنموذج المفترض المعدل في الجدول (5-7):

جدول (5-7): مؤشرات المطابقة لنموذج التحليل العاملي التوكيدي لدوافع تعاطي المخدرات بعد التعديل الأول للنموذج

Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 50
Minimum Fit Function Chi-Square = 61.5351 (P = 0.1270)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 65.6913 (P = 0.06747)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 15.6913
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0 ; 40.8065)
Minimum Fit Function Value = 0.1233
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.03145
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0 ; 0.08178)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.02508
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0 ; 0.04044)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.9978
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.2439
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.2124 ; 0.2942)
ECVI for Saturated Model = 0.3126
ECVI for Independence Model = 5.5235
Chi-Square for Independence Model with 66 Degrees of Freedom = 2732.2510
Independence AIC = 2756.2510
Model AIC = 121.6913
Saturated AIC = 156.0000
Independence CAIC = 2818.8263
Model CAIC = 267.7003
Saturated CAIC = 562.7394
Normed Fit Index (NFI) = 0.9775
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.9943
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.7405
Comparative Fit Index (CFI) = 0.9957
Incremental Fit Index (IFI) = 0.9957
Relative Fit Index (RFI) = 0.9703
Critical N (CN) = 618.5766
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.1384
Standardized RMR = 0.03186
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.9785
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.9665
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.6273

ويمكن إعادة تنظيم مؤشرات المطابقة بطريقة أوضح لتمكين القارئ بمقارنة القيم التجريبية المحسوبة لمؤشرات المطابقة بقيمها النموذجية التي تدل على وجود مطابقة وذلك في الجدول الآتي [الجدول (5←8)]:

جدول(5-8): مؤشرات المطابقة الإجمالية المحسوبة أو التجريبية ومؤشرات المطابقة النموذجية أو المحكية للنموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعاطي التدخين بعد التعديل الأول

الاختصار الذي يعرف به المؤشر	الترجمة العربية له	القيم المحسوبة لمؤشرات المطابقة	قيم المؤشر الدالة على وجود مطابقة (قيم المؤشر النموذجية)
مؤشرات المطابقة المطلقة **Absolute Fit indices**			
χ^2	مربع كاي	مربع كاي= 61.535 بدرجات حرية 50 غير دال إحصائيا (p=0.067)	ـ أن تكون غير دالة. ـ إذا كان يساوي صفرا يدل على مطابقة تامة.
(RMR)	مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي	يساوي 0.138	ـ ينبغي أن تكون دون(0.1)
(SRMR)	مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية	يساوي 0.032	ـ ينبغي أن تكون دون(0.1)
(GFI)	مؤشر حسن المطابقة	يساوي 0.97	ـ يساوي أو أكبر من (0.90)
(AGFI)	مؤشر حسن المطابقة المصحح	يساوي 0.966	ـ يساوي أو أكبر من (0.90)
(PGFI)	مؤشر حسن المطابقة الاقتصادي	يساوي 0.627	ـ يجب أن يتعدى 0.50 ـ والأفضل أن تكون قيمته أكبر من 0.60

الاختصار الذي يعرف به المؤشر	الترجمة العربية له	القيم المحسوبة لمؤشرات المطابقة	قيم المؤشر الدالة على وجود مطابقة (قيم المؤشر النموذجية)
مؤشرات الافتقار للاقتصاد **Parsimony Correction Indices**			
(RMSEA)	الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب	يساوي 0.025 حدود الثقة عند 90٪ القيمة الصغرى:0.00 القيمة الكبرى:0.040	ـ المؤشر دون(0.05) يدل على مطابقة جيدة ـ المؤشر بين (0.05-0.08) يدل على مطابقة مقبولة ـ المؤشر بين (0.08-0.10) يدل على مطابقة غير كافية mediocre ـ المؤشر أعلى من (0.10) يدل على سوء المطابقة. حدود الثقة عند 90٪ الدالة على المطابقة يجب أن تتراوح من الصفر إلى 0.08، أي أن الحد الأصغر يجب أن دون 0.05 بكثير، أي قريبة من الصفر، أما الحد الأكبر فيجب ألا يتعدى 0.08.
P-Value for Close Fit	الدلالة الإحصائية للمطابقة القريبة	تساوي 0.997	يجب أن تكون قيمته أكبر من 0.50
(ECVI)	مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع	النموذج الحالي=0.24 النموذج المشبع=0.31 النموذج المستقل=5.52	يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري.
(AIC)	محك المعلومات لأيكيك	النموذج الحالي=121.69 النموذج المشبع=156.00 النموذج المستقل=2818.82	يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري.

الاختصار الذي يعرف به المؤشر	الترجمة العربية له	القيم المحسوبة لمؤشرات المطابقة	قيم المؤشر الدالة على وجود مطابقة (قيم المؤشر النموذجية)
(CAIC)	محك المعلومات المتسق لأيكيك	النموذج الحالي=267.70 النموذج المشبع=562.74 النموذج المستقل=2818.83	يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري.
مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدي **Comparative / incremental Fit Indices**			
(CFI)	مؤشر المطابقة المقارن	يساوي 0.996	ـ قيمة المؤشر أعلى من (0.90) تدل على مطابقة معقولة
(NNFI) أو(TLI)	مؤشر المطابقة غير المعياري أو مؤشر تاكر-لويس Tucker-Lewis Index	يساوي 0.994	ـ قيمة المؤشر أعلى من (0.90) تدل على مطابقة معقولة
(NFI)	مؤشر المطابقة المعياري	يساوي 0.977	ـ قيمة المؤشر أعلى من (0.90) تدل على مطابقة معقولة
(PNFI)	مؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي	يساوي 0.74	ـ يجب أن يتعدى 0.50 ـ والأفضل أن تكون قيمته أكبر من 0.60

إن أغلب مؤشرات المطابقة ازداد وضعها تحسنا عند إجراء التعديل الأول على النموذج المفترض. فقيمة الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) ازدادت انخفاضا مقارنة بقيمته في النموذج الأصلي السابق بحيث أضحت قيمته تساوي0.025.

ومؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية Standardized Root Mean Square Residual (SRMR) قيمته في المثال الحالي تساوي (0.03) وهي دون (0.1).

وقيمة مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) في المثال الحالي تساوي (0.99) وبالتالي ازدادت ارتفاعا عن ذي قبل.

والقيم الحالية لمؤشر حسن المطابقة Goodness-of-Fit Index (GFI)، ومؤشر حسن المطابقة المصحح Adjusted Goodness-of-Fit Index أو (AGFI)، كلها أعلى من مستوى(0.90) الذي يدل على وجود مطابقة. كما أن قيمة مؤشر حسن المطابقة الاقتصادي Parsimony Goodness –of-Fit Index (PGFI) أعلى من (0.5).

ونلاحظ أيضا أن قيم مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية، أي مؤشر المطابقة المعياري أو المستند إلى معايير Normed Fit Index (NFI)، ومؤشر المطابقة غير المعياري Non Normed Fit Index (NNFI) كلها أعلى من (0.90). ونلاحظ كذلك أن مؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي Parsimony-adjusted Normed Fit Index (PNFI) أكبر من (0.5).

كما أن قيمة مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع Expected Cross-Validation Index (ECVI)، التي تساوي (0.24) للنموذج المفترض الحالي أدنى من مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع لكل من نموذج استقلال المتغيرات Independence model والنموذج المشبع Saturated model. إن قيمة مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع (ECVI) ازدادت انخفاضا عن ذي قبل، كما أنها ما زالت أدنى (أفضل مطابقة من) من النموذج المستقل المتغيرات والنموذج المشبع. كما أن قيمة محك المعلومات المتسق لأيكيك Consistent Akaike Information Criterion (AIC) أصغر من قيم محك المعلومات المتسق لكل من النموذج المستقل والنموذج المشبع.

أما مربع كاي فكانت قيمته في النموذج الأصلي (في السابق) 6.618 بدرجة حرية 51 ودالة إحصائيا عند مستوى دلالة واحد من الألف (P = 0.001371)، أما في

النموذج المعدل الحالي فانخفضت قيمته إلى 1.536 بدرجات حرية 50، وأضحى فاقدا لدلالته الإحصائية البارزة التي كان عليها في السابق(P = 0.07). وفقدانه للدلالة الإحصائية يعزز احتمال جودة المطابقة للنموذج المعدل الحالي.

لكن لنختبر الآن هل التحسن في المطابقة دال إحصائيا بين النموذج الأصلي السابق والنموذج المعدل الحالي. وطريقتنا إلى ذلك استعمال مربع كاي لاختبار دلالة الفروق Chi-square difference test(χ^2_{diff}). فقيمة مربع كاي بدرجة حرية واحدة تساوي 25.08 [68.61 طرح 61.53 يساوي 25.08]، وهذا الانخفاض البارز في مربع كاي قريب من الانخفاض (وقيمته 26.98) الذي توقعه مؤشر التعديل القائم على مربع كاي (الذي سبق أن تطرقنا إليه عند معالجة مؤشرات التعديل) عند تحرير خطأ المؤشرX11 وخطأ المؤشرX12 لتقدير ارتباطهما في التحليل اللاحق. ومن حيث الدلالة فقيمة الانخفاض دالة إلى ما دون0.001 [مستوى الدلالة لمربع كاي عند درجة حرية واحدة ينبغي أن تكون أكبر أو تساوي القيمة الحرجة 3.48 لكي تكون دالة عند مستوى0.05؛ وأن تساوي أو أكبر من القيمة الحرجة 6.64 لكي تكون دالة عند مستوى0.01؛ وأن تكون أكبر أو تساوي القيمة الحرجة 10.83 لكي تكون دالة عند مستوى0.001].

كما أن الحكم على أهمية التعديل يقوم أيضا على معاينة حجم البواقي من جهة، ومؤشرات التعديل من جهة أخرى. ولكي يتسنى لنا مقارنة حجم البواقي قبل التعديل وبعده، رصدنا في الجدول (5-9) مصفوفة التباين والتغاير للبواقي للنموذج الأصلي قبل التعديل، ومصفوفة التباين والتغاير للبواقي للنموذج بعد التعديل.

لقد قل عدد البواقي المرتفعة بشكل ملحوظ بعد التعديل. فإذا أخذنا درجة القطع2.58 لإحصاء عدد البواقي المرتفعة، نجد أنه توجد سبع بواقي قبل التعديل مقابل قيمتين فقط للبواقي بعد التعديل قيمها تساوي أو تتعدى2.58؛ كما أن حجم البواقي تقلص بكثير عما كان عليه في السابق. ففي النموذج الحالي نجد أن أعلى قيمة للبواقي تساوي 3.2206 في حين بلغت مستوى 5.1859 في السابق. **بمعنى أن إدخال التغيير على النموذج أدى إلى تحسين تفسير النموذج المعدل لقدر إضافي من التباين الذي لم يتمكن من تفسيره النموذج الأصلي، وبالتالي أصبحت مصفوفة البيانات**

القائمة على العلاقات المفترضة في النموذج المعدل أكثر قدرة على محاكاة مصفوفة البيانات للعينة.

جدول (5-9): مصفوفة التباين والتغاير للبواقي للنموذج الأصلي قبل التعديل، ومصفوفة التباين والتغاير للبواقي للنموذج بعد التعديل

مصفوفة التباين والتغاير للبواقي المعيارية للنموذج الأصلي

Standardized Residuals Matrix

	X1	X2	X3	X4	X5	X6
X1	- -					
X2	3.2060	- -				
X3	0.9919	1.8710	- -			
X4	-0.1247	-2.6014	-0.3269	- -		
X5	-1.3804	0.9445	-0.3090	-0.0685	- -	
X6	-1.4664	0.2597	-0.0858	0.8196	0.6073	- -
X7	-1.1887	-0.8230	-0.2444	1.2334	-0.5398	-1.5884
X8	-2.1676	-0.7760	-2.5849	-0.7758	0.0841	0.2292
X9	1.2238	1.4981	0.5026	0.0429	0.5292	0.3010
X10	1.2379	0.3694	-0.6299	1.3434	0.8391	1.9508
X11	1.6840	0.9476	1.5433	-1.6055	-1.8698	-0.2504
X12	-0.1344	-0.1317	0.1089	-0.2382	-0.9859	1.3402

	X7	X8	X9	X10	X11	X12
X7	- -					
X8	1.1949	- -				
X9	-0.0868	0.9475	- -			
X10	-0.1453	1.5030	4.4504	- -		
X11	-1.6113	-2.0234	-1.7036	-2.7049	- -	
X12	0.1493	-0.5312	-2.7714	-2.3581	5.1859	- -

ملخص يظهر البواقي المرتفعة المعيارية

Summary for largest standardized Residuals

Largest Negative Standardized Residuals البواقي المعيارية السالبة العليا

Residual for	X4 and	X2 -2.6014
Residual for	X8 and	X3 -2.5849
Residual for	X11 and	X10 -2.7049
Residual for	X12 and	X9 -2.7714

Largest Positive Standardized Residuals البواقي المعيارية الموجبة العليا

Residual for X2 and X1 3.2060
Residual for X10 and X9 4.4504
Residual for X12 and X11 5.1859

مصفوفة التباين والتغاير للبواقي المعيارية بعد التعديل الأول

Standardized Residuals Matrix

	X1	X2	X3	X4	X5	X6
X1	- -					
X2	3.2206	- -				
X3	1.0108	1.8927	- -			
X4	-0.1670	-2.6535	-0.2617	- -		
X5	-1.3633	0.9639	-0.2856	-0.0843	- -	
X6	-1.4427	0.2874	-0.0540	0.7990	0.6049	- -
X7	-1.1638	-0.7930	-0.2122	1.2378	-0.5286	-1.5655
X8	-2.1492	-0.7526	-2.5561	-0.8188	0.0696	0.2096
X9	0.9437	1.2238	0.1901	-1.1438	-0.0305	-0.4542
X10	0.9353	0.0403	-1.0024	0.3919	0.2672	1.3388
X11	1.9870	1.2734	1.8663	-0.3451	-1.4342	0.1908
X12	0.2135	0.2213	0.4700	0.8117	-0.5994	1.6408

	X7	X8	X9	X10	X11	X12
X7	- -					
X8	1.1971	- -				
X9	-0.7728	0.2883	- -			
X10	-0.8794	0.8630	0.3557	- -		
X11	-1.1247	-1.4587	0.8563	-0.6444	- -	
X12	0.5130	-0.0864	-0.3355	-0.2224	- -	- -

ملخص يظهر البواقي المرتفعة المعيارية

Summary for largest standardized Residuals

Largest Negative Standardized Residuals البواقي المعيارية السالبة العليا

Residual for X4 and X2 -2.6535

Largest Positive Standardized Residuals البواقي المعيارية الموجبة العليا

Residual for X2 and X1 3.2206

لكن ماذا عن مؤشرات التعديل؟

لنفحص الجدول (5-10) الذي يظهر مؤشرات التعديل للنموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعاطي التدخين عقب التعديل الأول.

إن مؤشرات التعديل في الجدول (5-10) ما زالت في الواقع تشير إلى أهمية تشبع المؤشر X4 على العامل الثاني: الدوافع الاجتماعية. ونرى أن هذا التعديل له ما يبرره نظريا بحكم أن الفقرة الرابعة تركز على التكيف أو التعامل في السياق الاجتماعي، وبالتالي لها علاقة بالبعد الاجتماعي وبالتكيف في ذات الوقت. **إذن لنقم باستقصاء أثر هذا التعديل الجديد، وذلك بجعل المؤشر الرابع يتشبع على العامل الثاني إضافة إلى تشبعه على عامله.**

جدول (5-10): مؤشرات التعديل للنموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعطي التدخين بعد التعديل الأول

مؤشرات التعديل لمصفوفة التشبعات

Modification Indices for LAMBDA-X

	Coping	Social	Enhance
X1	- -	6.6302	1.8924
X2	- -	0.0299	0.8947
X3	- -	1.9206	0.0223
X4	- -	18.0380	2.1612
X5	0.0263	- -	0.1898
X6	0.4425	- -	1.3690
X7	0.8072	- -	1.0620
X8	1.9431	- -	0.0130
X9	0.7610	0.3531	- -
X10	0.1849	0.5322	- -
X11	0.1637	1.5348	- -
X12	0.7674	1.1650	- -

مؤشرات التعديل لمصفوفة التغاير لأخطاء المؤشرات المقاسة (الفقرات).

Modification Indices for THETA-DELTA

	X1	X2	X3	X4	X5	X6
X1	- -					
X2	10.3720	- -				
X3	1.0217	3.5823	- -			
X4	0.0279	7.0412	0.0685	- -		
X5	0.4495	1.4520	0.0276	0.1002	- -	
X6	0.4694	0.1109	0.2334	0.0806	0.3659	- -
X7	0.2833	1.1199	0.0126	2.2183	0.2794	2.4508
X8	1.5325	0.3617	5.2091	0.1387	0.0048	0.0440
X9	0.5009	2.1835	0.2684	2.5901	0.4506	1.2846
X10	0.0448	0.7022	3.3858	0.4871	0.0970	0.8268
X11	4.9818	2.0621	5.9196	1.3683	0.7218	0.1242
X12	1.9348	0.8740	0.3195	1.1429	0.7374	1.5265

	X7	X8	X9	X10	X11	X12
X7	- -					
X8	1.4331	- -				
X9	0.0100	0.9280	- -			
X10	1.7116	0.6829	0.1265	- -		
X11	0.4056	1.5816	0.6677	0.2427	- -	
X12	0.6840	0.2323	0.2600	0.0004	- -	- -

Maximum Modification Index is 18.04 for Element (4, 2) of LAMBDA-X

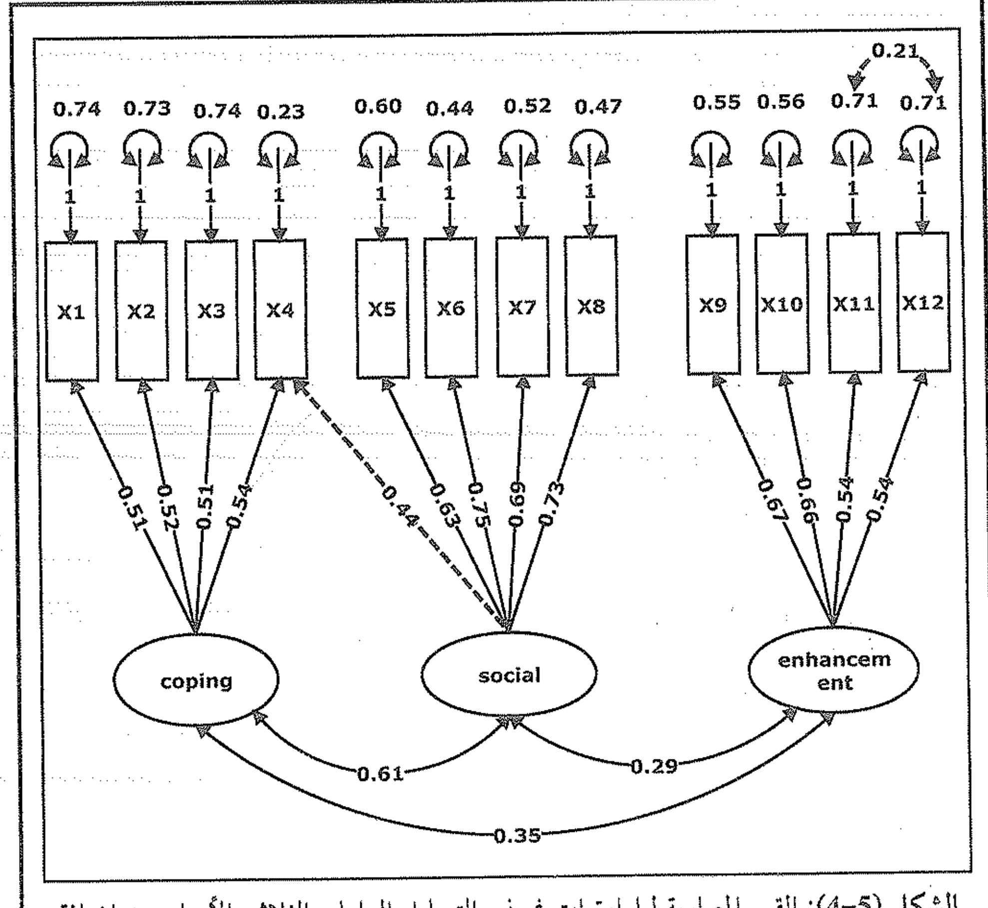
أعلى مؤشر تعديل يساوي 18,04 لتشبع المؤشر X4 على العامل الثاني: الدوافع الاجتماعية.

التعديل الثاني للنموذج المفترض

بناء على مؤشرات التعـديل، سـنقوم الآن بتحريـر علاقـة مؤشـر X4 بالعامـل الثاني الذي يمثل الدوافع الاجتماعية (Social motives) التي كانـت في الـسابق غـير موجودة، أي كانت مثبتة بقيمة الـصفر. وتحريـر هـذا البـارامتر معنـاه أننـا نـسعى في التعديل الثاني للنموذج المفترض إلى تقدير تـشبعه علـى العامـل الثـاني عـلاوة علـى تشبعه على عامله الأصلي. ولقد نوهنا إلى جانب مهم وهو أن أي تعديل يمـارس علـى النموذج المفترض بناء على مؤشرات التعديل لا بـد أن يقـوم علـى تأصـيل نظـري، أو ينبغي أن ينطوي على مغزى نظري، أو يدعمه الإطار النظري الذي ينطلق منه الباحث.

عند إجراء هذا التعديل، قمنا بتقدير بارامترات النمـوذج بعـد التعـديل الثـاني باستعمال حزمة ليزرل، وحصلنا على المسار التخطيطي للنموذج الموضـح في الـشكل (4-5).

ويظهر الشكل (5-4) السهم الجديد (السهم المتقطع بهدف تمييزه عـن الأسـهم أو المسارات الأخـرى) الـذي ينطلـق مـن العامـل الكـامن: الـدوافع الاجتماعيـة (Social...) إلى X4 بحيث أن تشبع هذا المؤشر على عامل الدوافع يساوي 0.44 وهو مستوى تشبع له اعتبـاره. ويلاحـظ عمومـا أن مـستويات التـشبع للمؤشـرات علـى عواملها مرتفعة إلى حد ما، ومتقاربة.



الشكل (5-4): القيم المعيارية لبارامترات نموذج التحليل العاملي الثلاثي الأبعاد بعد إضافة تشبع X4 على العامل الثاني Social (الدوافع الاجتماعية)، عند التعديل الثاني

وللاطلاع على مؤشرات المطابقة للنموذج النظري بعد التعديل الثاني، ننتقل إلى الجدول (5←11) الذي ينطوي على مؤشرات المطابقة الإجمالية للنموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعاطي المخدرات بعد التعديل الثاني.

جدول الشكل (5-11): مؤشرات المطابقة الإجمالية للنموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعاطي المخدرات بعد التعديل الثاني

Goodness of Fit Statistics
Degrees of Freedom = 49
Minimum Fit Function Chi-Square = 44.8654 (P = 0.6414)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 44.7850 (P = 0.6446)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0 ; 15.0279)
Minimum Fit Function Value = 0.08991
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0 ; 0.03012)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.0
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0 ; 0.02479)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 1.00
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.2144
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.2144 ; 0.2445)
ECVI for Saturated Model = 0.3126
ECVI for Independence Model = 5.5235
Chi-Square for Independence Model with 66 Degrees of Freedom = 2732.2510
Independence AIC = 2756.2510
Model AIC = 102.7850
Saturated AIC = 156.0000
Independence CAIC = 2818.8263
Model CAIC = 254.0087
Saturated CAIC = 562.7394
Normed Fit Index (NFI) = 0.9836
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 1.0021
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.7302
Comparative Fit Index (CFI) = 1.0000
Incremental Fit Index (IFI) = 1.0015
Relative Fit Index (RFI) = 0.9779
Critical N (CN) = 834.2677
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.1107
Standardized RMR = 0.02488
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.9853
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.9765
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.6189

وحتى يتسنى للقارئ مقارنة قيم مؤشرات المطابقة المحسوبة أو التجريبية بقيمها النموذجية التي تدل على وجود مطابقة، يستحسن إعادة تنظيمها بطريقة أخرى في الجدول الآتي [جدول: (5-12)]:

جدول (5←12): مؤشرات المطابقة الإجمالية المحسوبة أو التجريبية ومؤشرات المطابقة النموذجية أو المحكية للنموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعاطي التدخين بعد التعديل الثاني

الاختصار الذي يعرف به المؤشر	الترجمة العربية له	القيم المحسوبة لمؤشرات المطابقة	قيم المؤشر الدالة على وجود مطابقة (قيم المؤشر النموذجية)
مؤشرات المطابقة المطلقة Absolute Fit indices			
χ^2	مربع كاي	مربع كاي= 44.865 بدرجات حرية 49 غير دال إحصائيا (p=0.645)	- أن تكون غير دالة. - إذا كان يساوي صفرا يدل على مطابقة تامة.
(RMR)	مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي	يساوي 0.111	- ينبغي أن تكون دون(0.1)
(SRMR)	مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية	يساوي 0.025	- ينبغي أن تكون دون(0.1)
(GFI)	مؤشر حسن المطابقة	يساوي 0.985	- يساوي أو أكبر من (0.90)
(AGFI)	مؤشر حسن المطابقة المصحح	يساوي 0.976	- يساوي أو أكبر من (0.90)
(PGFI)	مؤشر حسن المطابقة الاقتصادي	يساوي 0.619	- يجب أن يتعدى 0.50 - والأفضل أن تكون قيمته أكبر من 0.60

الاختصار الذي يعرف به المؤشر	الترجمة العربية له	القيم المحسوبة لمؤشرات المطابقة	قيم المؤشر الدالة على وجود مطابقة (قيم المؤشر النموذجية)
مؤشرات الافتقار للاقتصاد **Parsimony Correction Indices**			
(RMSEA)	الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب	يساوي 0.00 حدود الثقة عند 90٪ القيمة الصغرى= 0.00 القيمة الكبرى = 0.02	ـ المؤشر دون(0.05) يدل على مطابقة جيدة ـ المؤشر بين (0.05-0.08) يدل على مطابقة مقبولة ـ المؤشر بين (0.08-0.10) يدل على مطابقة غير كافية mediocre ـ المؤشر أعلى من (0.10) يدل على سوء المطابقة. حدود الثقة عند 90٪ الدالة على المطابقة يجب أن تتراوح من الصفر إلى 0.08 ، أي أن الحد الأصغر يجب أن دون 0.05 بكثير، أي قريبة من الصفر، أما الحد الأكبر فيجب ألا يتعدى 0.08
P-Value for Close Fit	الدلالة الإحصائية للمطابقة القريبة	تساوي 1.00	يجب أن تكون قيمته أكبر من 0.50
(ECVI)	مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع	النموذج الحالي=0.21 النموذج المشبع=0.31 النموذج المستقل=5.52	يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري.
(AIC)	محك المعلومات لأيكيك	النموذج الحالي=102.78 النموذج المشبع=156.00	يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري.

الاختصار الذي يعرف به المؤشر	الترجمة العربية له	القيم المحسوبة لمؤشرات المطابقة	قيم المؤشر الدالة على وجود مطابقة (قيم المؤشر النموذجية)
		النموذج المستقل=2756.25	
(CAIC)	محك المعلومات المتسق لأيكيك	النموذج الحالي=254.00 النموذج المشبع=562.74 النموذج المستقل=2818.83	يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري.
مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية **Comparative / incremental Fit Indices**			
(CFI)	مؤشر المطابقة المقارن	يساوي 1	ـ قيمة المؤشر أعلى من (0.90) تدل على مطابقة معقولة
(NNFI) أو(TLI)	مؤشر المطابقة غير المعياري أو مؤشر تاكر-لويس Tucker-Lewis Index	يساوي 1	ـ قيمة المؤشر أعلى من (0.90) تدل على مطابقة معقولة
(NFI)	مؤشر المطابقة المعياري	يساوي 0.98	ـ قيمة المؤشر أعلى من (0.90) تدل على مطابقة معقولة
(PNFI)	مؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي	يساوي 0.73	ـ يجب أن يتعدى 0.50 ـ والأفضل أن تكون قيمته أكبر من 0.60

باستثناء مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR)، فإن كل مؤشرات المطابقة أظهرت أداء أكثر جودة عند التعديل الثاني للنموذج. فمربع كاي كانت قيمته عند التعديل الأول 61.53 انخفضت قيمته إلى 44.87 بدرجات حرية 49 وأضحى غير دال بوضوح (P = 0.64). وفقدانه الواضح للدلالة الإحصائية يعزز احتمال جودة المطابقة عند التعديل الثاني للنموذج.

أما قيمة الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)، ازدادت انخفاضا مقارنة بقيمته في النموذج الأصلي وعند التعديل الأول للنموذج، بحيث أضحت قيمته تساوي صفرا . وحدود ثقته عند 90٪ تتراوح من الصفر إلى 0.02 .

كما نلاحظ أن قيم مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي Root Mean Square Residual (RMR)، ومؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) ، ومؤشر حسن المطابقة Goodness-of-Fit Index (GFI)، ومؤشر حسن المطابقة المصحح Adjusted Goodness-of-Fit Index أو (AGFI)، كلها أعلى من مستوى (0.90) الذي يدل على وجود مطابقة، كما أزدادت قيم هذه المؤشرات ارتفاعا (أي اقترابا من الواحد عن ذي قبل).

كما أن قيم مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية، أي مؤشر المطابقة المعياري أو المستند إلى معايير Normed Fit Index (NFI) ، ومؤشر المطابقة غير المعياري Non Normed Fit Index (NNFI) باستثناء مؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي Parsimony-adjusted Normed Fit Index (PNFI) كلها أعلى من (0.90). أما مؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي فتجاوز (0.60).

كما أن قيمة مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع Expected Cross-Validation Index (ECVI)، التي تساوي (0.21) للنموذج المفترض عقب التعديل الثاني أدنى من مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع لكل من نموذج استقلال المتغيرات Independence model والنموذج المشبع Saturated model. إن قيمة مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع (ECVI) ازدادت انخفاضا عن ذي قبل، كما أنها ما زالت

أدنى (أفضل مطابقة) من النموذج المستقل المتغيرات والنموذج المشبع. كما أن قيمة محك المعلومات Akaike Information Criterion (AIC)، وقيمة محك المعلومات المتسق لأيكيك Consistent Akaike Information Criterion (CAIC) للنموذج النظري عند التعديل الثاني أصغر من قيم محك المعلومات المتسق لكل من النموذج المستقل والنموذج المشبع.

والخلاصة، أن مؤشرات المطابقة تدل على توفر النموذج النظري عند التعديل الثاني على مطابقة إجمالية جيدة.

وللاطمئنان بأنه لا توجد مشكلات مطابقة موضعية لأجزاء النموذج، ينبغي فحص البواقي التي تعكس مدى تقارب أو تباعد أزواج عناصر مصفوفة التباين والتغاير للعينة ومصفوفة التباين والتغاير القائمة على النموذج المفترض، والتي توجد في الجدول (5-13). وعند معاينة قيم البواقي يظهر جليا بأنه لا توجد بواقي معيارية موجبة أو سالبة كبيرة أي تساوي أو أعلى من 2.58 .

وبناء على ذلك، فإن النموذج العاملي التوكيدي لدوافع تعاطي التدخين عقب التعديل الثاني (الموضح في الشكل:5←4) يعتبر أكثر صحة من وضع النموذج قبل التعديل، ووضعه عند التعديل الأول، ويمكن بالتالي اعتماده.

جدول (5 -13): مصفوفة التباين والتغاير للبواقي المعيارية للنموذج العاملي لدوافع تعاطي المخدرات بعد التعديل الثاني.

مصفوفة التباين والتغاير للبواقي المعيارية (التعديل الثاني)

Standardized Residuals Matrix (2nd Modification)

	X1	X2	X3	X4	X5	X6
X1	- -					
X2	1.4049	- -				
X3	-1.3973	-0.1562	- -			
X4	-0.4234	-1.1728	1.7324	- -		
X5	-0.7637	1.5708	0.5788	-0.2266	- -	
X6	-0.6561	1.1048	1.0803	0.5605	0.7045	- -
X7	-0.5033	-0.0869	0.7571	0.9742	-0.5003	-1.5271
X8	-1.4271	0.0099	-1.4378	-1.2853	0.0508	0.1631
X9	0.3431	0.6634	-0.3719	-1.0353	-0.0087	-0.4248
X10	0.3690	-0.5930	-1.6243	0.4830	0.3275	1.3992
X11	1.5751	0.8287	1.5212	-0.3435	-1.4289	0.1946
X12	-0.2841	-0.2650	0.0701	0.8327	-0.5665	1.6693

	X7	X8	X9	X10	X11	X12
X7	- -					
X8	1.0856	- -				
X9	-0.7580	0.2935	- -			
X10	-0.8103	0.9117	0.5520	- -		
X11	-1.1289	-1.4710	0.5280	-0.6716	- -	
X12	0.5371	-0.0644	-0.4150	0.0075	- -	- -

ملخص يظهر البواقي المرتفعة المعيارية

standardized Residuals Summary for large

Absence of negative nor positive Standardized Residuals

لا توجد بواقي معيارية موجبة أو سالبة كبيرة أي تساوي أو أعلى من 2.58

الملاحق

الملحق رقم (1): بعض الحزم الإحصائية الخاصة بالنمذجة بالمعادلات

Software Applications

- **AMOS/AMOS DRAW (SPSS interface)**
  Developed by:James Arbuckle :
  Distributed by SmallWaters Corporation
  Internet: info@smallwaters.com
- **CALIS**
  Developed by:SAS Institute Inc.
  Distributed by SAS Institute Inc.
  Internet: software@sas.com
  www.sas.com
- **EQS6**
  Developed by: Peter Bentle
  Distributed by Multivariate Software, Inc.
  Internet: sales@mvsoft.com
  www.mvsoft.com
- **LISREL8-SIMPLIS ; LISREL8 & PRELIS, Interactive LISREL**
  Developed by: K. G. Jöreskog & D. Sörbom
  Distributed by Scientific Software International
  Internet: info@ssicentral.com
  www.ssicentral.com
- **LISCOMP**
  Developed by: Bengt O Muthen
  Distributed by Scientific Software International, Inc.
  Internet: info@ssicentral.com
  www.ssicentral.com

- **Mplus**
  Developed by: Muthen, L.K.& Muthen, B.O.
  Internet: www. Statmodel.com.
- **Mx: Statistical Modeling**
  Developed by: Mickael C. Neale
  Distributed by Mickael C. Neale (يمكن انزال الحزمة مجانا)
  Internet: neale@psycho.psy.vcu.edu/mx/
  www. views.vcu.edu/mx/
- **SEPATH**
  Developed by: James H. Steiger
  Distributed by Statsoft
  Internet: info@statsoftinc.com
  www.statsoftinc.com

Other Packages حزم أخرى أقل انتشارا

- lvpls (Jack McArdle, University of Virginia) (PLS for the PC)
- MIXOR/MIXREG/MIXGSUR (D. Hedeker & R. D. Gibbons, University of Illinois at Chicago)
- RAMpath (Jack McArdle, University of Virginia)
- STREAMS (Multivariate Ware)
- CFA Over the Web (Sort Of) (Jeremy Miles & Mark Shevlin, University of Derby)
- The TETRAD Project (Carnegie Mellon University)

الملحق رقم (2): توضيح تفصيلي لبعض أنواع مؤشرات جودة المطابقة

Goodness of fit indices

لقد تطرقنا باختصار إلى أنواع مؤشرات المطابقة، وإلى عينة من هذه المؤشرات في الفصل الرابع. وسأقدم في هذا الملحق معالجة مفصلة لبعض مؤشرات المطابقة وذلك للأسباب التالية:

أولا: شعور المؤلف بأن المعالجة المقتضبة لبعض مؤشرات المطابقة الهامة قد لا تفي بأغراض التوضيح، إن لم تلق بظلال من الغموض على بعض المؤشرات، وبالتالي فالمعالجة المفصلة لبعض مؤشرات المطابقة ـ ولا سيما تلك التي أظهرت بحوث المضاهاة simulation studies تفوقها وجودة أدائها في تقييم مطابقة النماذج النظرية المقترحة.

ثانيا: إبراز الطابع الإشكالي لبعض مؤشرات المطابقة التي ما زالت مثار اختلاف بين الباحثين، ولا سيما عندما يتعلق الأمر باقتراح نقاط القطع أو المستويات الدالة على المطابقة، أو عند تحديد المؤشرات التي ينبغي اعتمادها عند اختبار جودة مطابقة النموذج.

ثالثا: ندرة التعرض لمؤشرات المطابقة في المراجع العربية، والتي تكتفي في الغالب بمجرد ذكرها، أو إعطاء وصف مقتضب جدا لها في أحسن الأحوال.

ولهذه الأسباب مجتمعة، ارتأيت أن أتطرق بإسهاب إلى عينة من هذه المؤشرات في هذا الملحق، واكتفيت بوصف مقتضب لها في المتن (الفصل الرابع) حتى لا أثقل سياق المعالجة.

مربع كاي Chi-square (χ^2)

أو النسبة الاحتمالية لمربع كاي The Likelihood Ratio Chi-square،

أو نسبة الاحتمال المعمم Generalized Likelihood Ratio.

إن مربع كاي (χ^2) Chi-square يمثل الاختبار أو المقياس الإحصائي التقليدي لتقييم المطابقة الإجمالية overall fit للنموذج المفترض، أي يقيّم المدى أو المسافة

الفارقة أو مدى التفاوت بين مصفوفة البيانات (مصفوفة التغاير والتباين) المستمدة من النموذج المقترح أو المتوقع وبين مصفوفة بيانات العينة (مصفوفة التغاير والتباين) (Hue &Bentler, 1999)، وذلك لتقدير ما إذا كان هذا التفاوت (المسافة الفارقة أي نتيجة دالة التوفيق الفارقة) ناجما بالفعل عن فروق حقيقية بين بيانات علاقات النموذج وبين بيانات العينة، ولم تنتج هذه الفروق عن عوامل أخرى تعزى للأخطاء العشوائية والصدفة، أو ما إذا كانت هذه الفروق بين المصفوفتين (أو المسافة الفارقة أو نتيجة دالة التوفيق الفارقة) ضئيلة بحيث لا تدل على فروق حقيقية بين النموذج ومعطيات العينة وإنما تعزى إلى الأخطاء العشوائية أو الصدفة.

أي أن اختبار الدلالة الإحصائية للمسافة الفارقة بين مصفوفة بيانات النموذج ومصفوفة بيانات العينة باستخدام إحدى دوال التوفيق باستعمال توزيع الاختبار الإحصائي مربع كاي (لأن نتائج ضرب قيم دالة التوفيق في حجم العينة تخضع لتوزيع مربع كاي، ولاسيما في العينات الكبيرة، ولذلك يستعمل مربع كاي في اختبار الدلالة الإحصائية للمطابقة) وبالتالي فالدلالة الإحصائية لمربع كاي تختبر أحد الاحتمالين: احتمال رفض الفرض الصفري الذي ينصّ على وجود مطابقة تامة بين النموذج وبيانات العينة (التماثل بين مصفوفة النموذج المقترح وبين مصفوفة العينة)، في مقابل احتمال عدم رفض (قبول) الفرض الصفري، وبالتالي استنتاج وجود تطابق بين المصفوفتين، أو المطابقة بين النموذج وبين العينة.

فإذا كانت قيمة مربع كاي مرتفعة بحيث تكون دالة إحصائيا عند مستوى دلالة 0.05 (مربع كاي بدرجات حرية معينة تساوي أو أصغر من0.05)، يرفض الفرض الصفري، أي أنه لا توجد مطابقة بين النموذج وبيانات العينة. ويعتبر النموذج المقترح مفتقرا للمطابقة.

الاحتمال الثاني: إذا كانت قيمة مربع كاي منخفضة بحيث تكون غير دالة إحصائيا عند مستوى دلالة 0.05 (مربع كاي بدرجات حرية معينة أكبر من0.05)، لايرفض الفرض الصفري، أي أنه توجد مطابقة بين النموذج وبيانات العينة.

نستنتج من ذلك أن الاحتمال الثاني، أي عدم رفض الفرض الصفري، (قبوله أو الأخذ به) هو الذي يعزّز أو يدعم توقع الباحث بأن النموذج الذي افترضه أو اقترحه يتوفر على مطابقة جيدة للبيانات. وبالتالي، فيما يتعلق باستعمال الإحصائي مربع كاي لاختبار الدلالة الإحصائية للفرضية الصفرية (عدم وجود فروق بين مصفوفة النموذج: المعلومات أو العلاقات المتوقعة أو المفترضة، ومصفوفة علاقات العينة: المعلومات الواقعية أو الكائنة، أو بتعبير آخر وجود مطابقة تامة بين مصفوفة النموذج ومصفوفة العينة)، فافتقارها للدلالة الإحصائية تعتبر النتيجة التي تخدم غرض الباحث، خلافا لمنطق اختبار الإحصائي لجل الأساليب الإحصائية حيث يعتبر عدم وجود الدلالة الإحصائية (أي قبول الفرض الصفري) نتيجة غير إيجابية بحيث تؤدي إلى رفض فرضية البحث بدلا من قبولها، وإلى قبول فرضية البحث عند ما تكون هذه الأساليب الإحصائية المستعملة غير دالة إحصائيا، مما يترتب عنه رفض الفرض الصفري وبالتالي قبول فرضية البحث.

غير أن ثمة مشاكل جوهرية لا تشجع على استعمال اختبار مربع كاي كمعيار وحيد للحكم على مطابقة النموذج، بل لا بد أن يستعمل بمعية مؤشرات مطابقة أخرى للحصول على تقويم دقيق لمدى مطابقة النموذج، وأهم هذه الإشكاليات ما يلي:

أولا: تنطوي نتائج مربع كاي على تحيز لصالح النماذج المعقدة، بحيث أنه كلما ازداد النموذج تعقيدا (ازدادت البارامترات المجهولة أو الحرة التي تحتاج إلى تقدير: ازدياد العلاقات المفترضة، ومسارات النموذج أو الأسهم الدالة عليها، والتشبعات، وقيم تباين الخطأ للمؤشرات التي لم تقو العوامل أو المتغيرات الكامنة على تفسيرها) كلما ازدادت حظوظ حيازة النموذج المفترض على مطابقة جيدة. وتأويل ذلك، أنه يمكن النظر إلى مربع كاي بأنه يختبر الفرق بين نموذج البحث (الذي يفترض فيه الاقتصاد في استعمال البارامترات في التفسير) وبين النموذج الكامل التشبع الذي ينطوي على أقصى عدد ممكن من البارامترات (غياب الاقتصاد في عدد البارامترات) حيث أن هذا الأخير يحقق مطابقة تامة أو كاملة نتيجة إفراطه في استعمال أكبر عدد ممكن من البارامترات. فكلما اقترب

نموذج البحث من النموذج المشبع كلما ارتفع مستوى مطابقة النموذج لإفراطه في استعمال البارامترات.

ثانيا: كلما ارتفع حجم العينة، ازداد احتمال رفض الفرض الصفري (رفض افتراض وجود مطابقة)، وارتفع احتمال رفض النموذج المقترح، وبالتالي يزداد احتمال الخطأ من النوع الأول Type-I error عند الاختبار الإحصائي للفرضية الصفرية (رفض النموذج رغم صحته: اتخاذ قرار الرفض الخاطئ للفرض الصفري). فمربع كاي باعتباره أسلوبا إحصائيا تتأثر دلالته بحجم العينة، يميل إلى رفض أغلب النماذج المفترضة (حتى الجيدة منها) عند استعمال عينات واسعة. وهو الوضع المألوف في النمذجة باستعمال المعادلات البنائية التي تتطلب في طبيعتها استعمال عينات كبيرة (Bentler& Bonnet, 1980; Joreskog&Sorbom, 1993) من جهة، وأن دوال التوفيق (ولاسيما دالة الاحتمال الأقصى ML: Maximum Likelihood Function) تتوزع على شاكلة توزيع مربع كاي χ^2- distribution عند ضرب نتائج دالة التوفيق(F_{ml}) في حجم العينة أو درجات الحرية (n-1)، عند اتساع العينات).وعند انخفاض العينة، يزداد افتقار مربع كاي للقوة test power أو حساسيته للرفض الصحيح (رفض الفرض الصفري رفضا صحيحا)، وقد لا يتمكن ـ بسبب ذلك ـ من التمييز بين النماذج الجيدة المطابقة والنماذج الرديئة المطابقة (Kenny &McCoach, 2003). أو بتعبير آخر عند وجود عينات صغيرة، يميل مربع كاي إلى الإفراط في قبول النماذج السيئة المطابقة باعتبارها ذات مطابقة جيدة، وبالتالي ارتكاب الخطأ من النوع الثاني Type-II error عند اختبار صحة النموذج .

فعند استعمال مربع كاي، من الممكن أن يكون نموذج البحث الضعيف المطابقة جيد المطابقة بسبب صغر العينة بحيث لا يمكن رفض الفرض الصفري (وجود مطابقة تامة)؛ كما يمكن أن يكون النموذج الجيد المطابقة رديئا في مطابقته لبيانات العينة بسبب اتساع حجم العينة، حيث يمكن رفض الفرض الصفري في جل الأحوال إن لم يكن في جميعها. والخلاصة، أن من اليسير رفض النموذج المقترح

رغم جودة مطابقته عند اتساع العينة، وقبول النموذج المقترح رغم انخفاض مطابقته، عند انخفاض حجم العينة.

ثالثا: يقوم مربع كاي على مسلمة التوزيع الطبيعي المتعدد multivariate normality. غير أن ابتعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي المتعدد ، يؤدي ـ عند استعمال مربع كاي ـ إلى رفض النموذج رغم جودته. فتوزيع بيانات المتغيرات المتسم بالالتواء أو التفلطح يضخم من قيمة مربع كاي، أي يكون في الغالب دالا إحصائيا. ووجود دلالة إحصائية معناه رفض الفرضية، أي رفض وجود مطابقة لصالح عدم وجود مطابقة.

رابعا: إن مربع كاي يقوم على افتراض وجود مطابقة تامة بين النموذج والمجتمع وهو افتراض غير واقعي. لأن نماذج البحث المفترضة ما هي إلا نماذج تقريبية اجتهادية وليست استنساخا للواقع. ولذلك تم التفكير في مؤشرات المطابقة التي تقوم على افتراض وجود مطابقة تقريبية وليست مطابقة كاملة. وسيتم التطرق إلى هذا النوع من المقاييس الواقعية التي تقوم على تقدير مدى الافتقار للمطابقة بدلا من افتراض وجود مطابقة تامة. وتوزيع مربع كاي الذي يخضع لهذا المنطق، أو افتراض مطابقة غير كاملة تدعى بالتوزيع اللامركزي لمربع كاي، والذي يشكل منطق أو أساس عدد من مؤشرات تقدير المطابقة كما سنرى.

والخلاصة، يبدو أن التوجه الذي أضحى أكثر انتشارا، أن كثيرا من الباحثين الذي يستعملون النمذجة باستعمال المعادلات البنائية يعتبرون أن وجود دلالة إحصائية عند استعمال مربع كاي يمكن الاستغناء عنها، أو إهمالها عندما يتجاوز حجم العينة 200فردا، وعندما تظهر مؤشرات المطابقة الأخرى (وسنتناول عددا منها بالشرح ببعض التفصيل)تمتع النموذج بمطابقة (Garson, 2009).

مؤشرات المطابقة المطلقة Absolute fit indices

تستهدف هذه المجموعة من المؤشرات محاولة تقدير جودة مطابقة النموذج المقترح (أو المتوقع أو المفترض) مع عزوم العينة Sample moments. ويقصد بذلك مقارنة مصفوفة التغاير والتباين للعينة (العلاقات بين المتغيرات المقاسة، بيانات العينة

أو البيانات الأمبيريقية) بمصفوفة التباين والتغاير المشتقة أو القائمة على النموذج المقترح، مع التسليم بأن هذا النموذج المقترح نموذج صحيح.

إن السؤال الجوهري لمؤشرات المطابقة هو كالتالي: كيف يمكن قياس مدى الاختلاف بين المصفوفتين: مصفوفة التغاير والتباين التي تمثل النموذج ومصفوفة التباين والتغاير لبيانات العينة أو الواقع. فالسؤال يستفسر عن الطريقة الكفيلة بتقدير مدى مطابقة النموذج المقترح لبيانات العينة. فإذا كان الفرق ضئيلا بين المصفوفة فنستنتج من ذلك أن النموذج المفترض يمثل بيانات العينة (توظيف المعلومات التي تنطوي عليها العينة). أي يتوفر النموذج المقترح على جودة المطابقة. أما إذا كان التفاوت بين مصفوفة النموذج ومصفوفة العينة كبيرا، فيستنتج من ذلك أن النموذج المفترض غير متسق مع بيانات العينة، أي أن النموذج المقترح يفتقر للمطابقة.

ويمكن تفسير سبب الافتقار للمطابقة إلى احتمالين أو مصدرين: الاحتمال الأول أن المشكل يكمن في النموذج المقترح من طرف الباحث الذي فشل في توظيف جل المعلومات التي تنطوي عليها بيانات العينة ولذلك ظهر النموذج غير ممثل لبيانات الواقع. والاحتمال الثاني أن المشكل يكمن في بيانات العينة التي لم تكن مناسبة.

غير أننا نحتاج إلى طريقة لتقدير جودة مطابقة النموذج المقترح للبيانات، طريقة تقدر كميا إلى أي حد تقترب المعلومات التي وظفها النموذج المقترح (مصفوفة التغاير التي يمكن إعادة إنتاجها بناء على العلاقات المكونة للنموذج المفترض) من المعلومات التي تنطوي عليها البيانات الأصلية المستمدة من الواقع أي بيانات العينة.

ولتوضيح الطرق الإحصائية المقترحة لقياس مدى التفاوت أو التباعد بين المصفوفتين، من الضروري توضيح مصطلح: تقدير المسافة بين مصفوفتين.

إذا افترضنا أن نتيجة المصفوفة الأولى قيمة واحدة معينة ونتيجة المصفوفة الثانية قيمة واحدة، لأمكن بكل بساطة إيجاد الفرق بين المصفوفتين بعملية طرح إحدى القيمتين من الأخرى والحصول على النتيجة، بحيث أن القيمة المطلقة للنتيجة تدل على المسافة بين المصفوفتين. لكن مصفوفة التغاير والتباين للنموذج المفترض وللعينة تنطوي على قيم عديدة، وطرح عناصر المصفوفتين بطريقة مباشرة لإيجاد المسافة بينهما

لا يتمخض عن قيمة واحد للفرق بينهما، وإنما على مصفوفة من قيم الفروق. ولحسن الحظ توجد طرق إحصائية تمكن من تلخيص المسافة بين مصفوفة النموذج ومصفوفة العينة في قيمة واحدة قابلة للتأويل، ولكل طريقة منهجيتها غير المباشرة في حساب الفرق بين المصفوفتين.

إحدى هذه الطرق تقوم على عملية تربيع الفروق بين القيم المتناظرة للمصفوفة ثم تجمع مربعات هذه الفروق لتمثل المسافة أو مقدرا التباعد بين المصفوفتين. كما توجد طرق أخرى أكثر تعقيدا تقوم على ضرب مربعات الفروق في أوزان تنتقى بدقة وفقا لمنطق تحقيق أقصى تقارب أو تقليص ممكن بين مصفوفة العينة ومصفوفة النموذج. وأكثر الطرق استعمالا في تحديد هذه الأوزان تلك القائمة على دالة الاحتمال الأقصى Maximum likelihood. وأيا كانت طريقة التقدير المستعملة، فإننا نحصل على قيمة تمثل مقياسا عاما لمسافة التباعد أو التقارب بين مصفوفة النموذج ومصفوفة العينة، بحيث أنه كلما كانت قيمة مدى المسافة كبيرا، كلما كانت المصفوفتان غير متماثلتين، وكلما انخفضت قيمة مدى المسافة كلما كانت المصفوفتان متماثلتين.

وبما أن تقدير هذه المسافة الفارقة ناتج عن عملية مقارنة قيم التغاير والتباين لكل من النموذج المقترح والعينة ، فإن تقدير هذه المسافة الفارقة المعمّمة بين المصفوفة تتوقف على ما تمّ افتراضه في النموذج من علاقات أو بارامترات وعلى مصفوفة بيانات العينة. ولذلك يعبر عن هذه العلاقة بين مصفوفة المسافة من جهة، وبارامترات النموذج المفترض، وبيانات العينة من جهة أخرى **بدالة التوفيق** Fit function والتي يرمز لها عادة بالحرف (F). وهذه الدالة تكون دائما موجبة القيمة ولا تكون سالبة لأنها تعكس المسافة المعممة بين مصفوفة النموذج ومصفوفة العينة. وعندما تكون هذه الدالة تساوي صفرا تكون هاتان المصفوفتان متماثلتين تماما.

ومؤشرات المطابقة التي تندرج تحت مؤشرات المطابقة المطلقة Absolute fit indices هي:

1. مربع كاي (χ^2) Chi-square أو النسبة الاحتمالية لمربع كاي The Likelihood Ratio Chi-square، أو نسبة الاحتمال المعمم Generalized Likelihood Ratio.
2. مربع كاي المعياري أو النسبي (NC) Relative/Normed Chi-square.
3. البارامتر غير المركزي (NCP) non-centrality parameter.
4. جذر متوسط مربعات البواقي (RMR) Root Mean square Residual.
5. جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية Standardized Root Mean square Residual (SRMR).
6. الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of approximation (RMSEA).
7. المطابقة القريبة (CFit) Close Fit[1].
8. مؤشر جودة المطابقة (GFI) Goodness-of-fit index،
9. مؤشر جودة المطابقة التصحيحي (AGFI) Adjusted Goodness-of-fit Index.

مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية

Comparative/Incremental Fit Indices

إن مؤشرات المطابقة المقارنة أو النسبية Comparative/Incremental Fit Indices تقوم على مقارنة قيمة مربع كاي المحسوبة للنموذج النظري للبحث بنموذج آخر يدعى بالنموذج القاعدي baseline model. والنموذج القاعدي يتخذ عدة أشكال، لكن أكثرها استعمالا في المقارنة ما يدعى بنموذج العدم أو لنموذج الصفري Null Model ، ويعرف كذلك بالنموذج المستقل Independence Model . وسمي بالنموذج المستقل أو نموذج العدم أو الصفري لأن المتغيرات المقاسة أو المؤشرات

(1) وتستعمل أيضا الأسماء المختصرة التالية: RMS; RMSE ، وقد يستعمل أحيانا العنوان التالي الذي يعكس جوهر هذا المؤشر الهام: "مقدار التفاوت لكل درجة حرية" (Discrepancy per degree of freedom).

المقاسة للنموذج مستقلة تماما (أي أن متغيرات النموذج غير مرتبطة إطلاقا)، ودلالة استقلالية المتغيرات المقاسة أو المؤشرات أنه لا توجد متغيرات كامنة أو عوامل تمثل هذه المؤشرات أو المتغيرات المقاسة. ويمثل النموذج المستقل أسوأ نموذج ممكن من حيث المطابقة، ذلك أن مربع كاي يبلغ أقصاه (علما بأن ارتفاع قيمة مربع كاي لا تخدم جودة المطابقة).

والمغزى من مقارنة النموذج النظري المفترض بالنموذج المستقل هو معرفة إلى أي حد يبدي نموذج البحث المفترض تحسنا مقارنة بأسوأ سيناريو ممكن لسوء المطابقة والذي يتمثل في النموذج المستقل.

وتوجد عدة مؤشرات مطابقة تنتمي إلى مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية نذكر منها ما يلي:

1. مؤشر المطابقة المعياري (NFI) Normed-Fit index.
2. مؤشر المطابقة غير المعياري (NNFI) Non-Normed Fit index.
3. مؤشر تاكر-لويس (TLI) Tucker-Lewis Index وهو مرادف لمؤشر المطابقة غير المعياري (NNFI) Non-Normed Fit index.
4. مؤشر المطابقة التزايدي لـ"بولن" Bollen's Incremental Fit Index (IFI) ويعرف أيضا بالاختصار التالي: (BL89) أو "دلتا إثنان" Δ_2.
5. مؤشر المطابقة المقارن (CFI) Comparative Fit index.

وتقوم معادلات أغلب هذه المؤشرات على إيجاد النسبة بين قيمة مربع كاي للنموذج المفترض ومربع كاي للنموذج المستقل أخذا بعين الاعتبار درجات حريتهما. وتتراوح قيم أغلب هذه المؤشرات التزايدية من الصفر إلى الواحد الصحيح. وبعض هذه المؤشرات معيارية normed indices أي أن قيمها لا تقل عن الصفر ولا تتعدى الواحد الصحيح. ومن أمثلتها مؤشر المطابقة المعياري (NFI) Normed-Fit index، ومؤشر المطابقة المقارن (CFI) Comparative Fit index. غير أن بعضها الآخر غير معيارية non-normed indices، أي قد تكون قيمها دون الصفر، أو أعلى من الواحد الصحيح. ومن أمثلتها مؤشر المطابقة غير المعياري Non-Normed Fit index

(NNFI)، ومؤشر تاكر-لويس Tucker-Lewis Index (TLI). وينبغي أن تتعدى قيمة مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية نقطة القطع 0,9 لكي تدل على توفر النموذج المفترض على جودة المطابقة.

مؤشرات المطابقة الاقتصادية أو المقتصدة Parsimony Fit Indices

إن مستوى المطابقة الذي يحققها النموذج المقترح قد يعزى إلى جودة التنظير، وهذه صفة محمودة في النموذج، وقد تعزى أيضا إلى التضخم في عدد البارامترات المقدرة التي يحتوي عليها النموذج، وهذا أمر غير مرغوب فيه. ذلك أنه كلما ازداد عدد البارامترات المقدرة ارتفع ـ نتيجة ذلك ـ مستوى مؤشرات المطابقة للدلالة على تحسن كبير في جودة مطابقة النموذج للبيانات، على الرغم من بقاء التنظير ثابتا، أو بدون أن يرافق ذلك تحسن في التنظير. ومعنى ذلك، أن ارتفاع جودة مطابقة النموذج لم تنتج عن جودة التنظير بقدر ما نتجت عن الإفراط في استعمال عدد كبير من البارامترات في النموذج، بحيث أن هذه الزيادة في عدد البارامترات (أي افتقار النموذج إلى الاقتصاد في عدد البارامترات المستعملة) ، وليس جودة التنظير الذي كان سببا في ارتفاع قدرة النموذج على المطابقة. ولذلك فإن نتائج مطابقة النموذج التي تضخمت بفعل عدد البارامترات الكثيرة (أي تعقيد النموذج)، وليس بفعل جودة التنظير، تحتاج إلى تصحيح بتخفيض مستوى المطابقة بما يتناسب ودرجة الإفراط في عدد البارامترات المستعملة لتقدير مطابقة النموذج. وتدعى هذه العملية بالتصحيح نتيجة الافتقار للاقتصاد في البارامترات.

ويعتبر محك الاقتصاد في عدد البارامترات في النموذج من ضمن المحكات التي تعتمد للمفاضلة بين جودة النماذج. فإذا افترضنا وجود نموذجين متماثلين أو متكافئين من حيث المطابقة بناء على نتائج مؤشرات المطابقة الأخرى، فيفضل النموذج الذي حقق نفس مستوى المطابقة بأقل عدد من المتغيرات من النموذج الذي احتوى على عدد أكبر من البارامترات.

ومؤشرات المطابقة التي تمكن من إجراء هذا التصحيح على نتيجة النموذج اعتمادا على مدى اقتصاده في عدد البارامترات تدعى بمؤشرات جودة المطابقة

الاقتصادية Parsimony Goodness-of-Fit Index، أو بالمؤشرات الاقتصادية اختصارا. ومن أمثلتها ما يلي:

1. مؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي أو المقتصد Parsimonious Normed Fit Index (PNFI).
2. مؤشرات جودة المطابقة الاقتصادية Parsimony Goodness-of-Fit Index (PGFI).
3. مؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي Parsimony Normed-Fit Index (PNFI).
4. مؤشر المطابقة المقارن الاقتصادي Parsimony Comparative Fit Index (PCFI).

وتجدر الإشارة إلى أنه من الصعب تحديد نقاط القطع التي تفصل بين توفر النموذج على مطابقة من الافتقار إليه أو عدمه، ذلك أن قيم مؤشرات المطابقة الاقتصادية تكون عادة منخفضة، وأحيانا منخفضة بدرجة كبيرة مقارنة بالمؤشرات المناظرة لها التي لا علاقة لها بالاقتصاد في عدد البارامترات. ولذلك لاحظ موليك وآخرون (Mulaik, et al., 1989) أنه يمكن الحصول على قيم مؤشرات المطابقة الاقتصادية بحيث تحوم حوالي القيمة 0,50 في حين نجد أن نتائج مؤشرات المطابقة الأخرى تفوق درجة القطع 0,9. ولذلك يكتفى أحيانا بأن تكون قيمة مؤشرات المطابقة تساوي أو أعلى من 0,5 (والأفضل أن تكون أكبر من 0,6) للدلالة على توفر النموذج على مطابقة (Garson, 2009).

مؤشرات المطابقة القائمة على نظرية المعلومات

Information- theory based fit indices

مؤشرات المطابقة القائمة على نظرية المعلومات Information theory تنتمي في الواقع إلى مؤشرات المطابقة المطلقة أو التنبؤية absolute fit indices (Garson, 2009;). وقد تصنف أيضا باعتبارها تنتمي إلى مؤشرات المطابقة الاقتصادية Parsimonious Fit Indices (Schaumacker& Lomax, 2004)، أو مؤشرات المطابقة التنبؤية Predictive fit indices (Kline, 2005). وتستهدف تقدير المطابقة

المتوقعة للنموذج المقترح عند افتراض إعادة تطبيق النموذج على عينات أخرى من نفس الحجم، سحبت عشوائيا من نفس المجتمع التي سحبت منه عينة الباحث بطريقة عشوائية.

ومن مؤشرات المطابقة التي تندرج تحت هذا الصنف ما يلي:

1. مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع Expected Cross-Validation Index (ECVI)
2. محك المعلومات لأيكيك Akaike Information Criterion (AIC)
3. محك المعلومات المتسق لأيكيك (CAIC)، محك المعلومات لبايس Bayes Information Criterion (BIC).
4. محك براون كاديك Browne-Cudeck Criterion (BCC)

وتتسم أغلب مؤشرات المطابقة القائمة على نظرية المعلومات بالسمات التالية:

أولا: إن المؤشرات أو الاختبارات القائمة على نظرية المعلومات تفترض أن النموذج الذي يقترحه الباحث قائم على تأصيل نظري، بحيث يتم مقارنته بنماذج أخرى بديلة، بدلا من مقارنته بالنموذج القاعدي المتمثل في النموذج المستقل أو الصفري حيث أن مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية Comparative/Incremental Fit Indices تعتمد على هذه المقارنة الأخيرة.

ثانيا: تقوم هذه الطريقة على افتراض أن النموذج الصحيح أو القريب من الصحة ينبغي أن يكون أحد النماذج البحثية المفترضة المعتمدة في المقارنة. وعند افتراض غياب النموذج القريب من الصحة من ضمن نماذج المقارنة فإن ذلك يؤدي إلى نتائج مضللة.

ثالثا: النماذج التي يتم مقارنتها بالنموذج المقترح ينبغي أن تقوم على بيانات نفس العينة، التي يجب ألا تختلف من نموذج لآخر.

رابعا: ينبغي أن تكون قيم مؤشرات المطابقة المستعملة القائمة على نظرية المعلومات للنموذج المقترح أصغر من قيم مؤشرات المطابقة النظيرة لها الخاصة بالنماذج البديلة الأخرى المستعملة في المقارنة.

خامسا: تطبق هذه المؤشرات في الغالب عند استعمال طريقة التقدير المعروفة بدالة الاحتمال الأقصى maximum likelihood estimation method دون غيرها من الطرق الأخرى، وذلك لتقدير البارامترات المجهولة للنموذج المقترح.

تفصيل مؤشرات المطابقة

مربع كاي المعياري أو النسبي Relative/Normed Chi-square (NC)

لقد اقترح "جوريزكوك" (Joreskog, 1969) هذا المؤشر للتخفيف من اعتماد مؤشر المطابقة الأساسي: مربع كاي على حجم العينة. ولجعل مربع كاي أقل حساسية لحجم العينة تم تقسيم مربع كاي على درجات الحرية كما يتجلى في المعادلة التالية:

$$Relative\ or\ Normed\ \chi^2(NC) = \frac{\chi^2_{estimated\ model}}{df_{estimated\ model}}$$

ولقد اختلف الباحثون في تحديد درجات القطع الدالة على توفر المطابقة. فكارمن وزميله ماك أيفر (Carmines & McIver, 1981) يقترحان أن يكون المؤشر مساويا للنسبة 2 إلى 1 ، أو 3 إلى 1 للدلالة على وجود مطابقة. وفي هذا السياق، يحدد ألمان (Ullman, 2001) معيار المطابقة بالقيم التي لا تتعدى (2). فنتائج مؤشر (NC) يجب ألا تتعدى القيمة (2). ويذكر كلاين (Kline, 1998) القيمة (3) التي ينبغي ألا يتعداها المؤشر للدلالة على توفر المطابقة. ويحدد آخرون الحد الأقصى الذي يجب ألا يتجاوزه المؤشر بالقيمة (5). فأي قيمة أعلى من 5 تدل على سوء المطابقة (Schumacker& Lomax, 2004).

ويثير بولن (Bollen, 1989) مشكلة هذا التعدد في درجات القطع حيث اقترحت درجات قطع متفاوتة: القيمة 2، والقيمة 3 ، كما اقترحت درجات قطع أعلى من ذلك كالقيمة 5 للدلالة على توفر النموذج على مطابقة. كما يلاحظ أن هذا المؤشر يبقى حساسا لحجم العينة على الرغم من أن الهدف من اقتراحه أن يوفر هذا المؤشر البديل لمربع كاي بحيث أن هذا البديل يقدر المطابقة الإجمالية للنموذج بدون

التأثر بحجم العينة. وعلى الرغم من أن هذا المؤشر استعمل استعمالا واسعا في البحوث إلا أن بعض الباحثين لا ينصح باستعماله (Brown, 2006).

البارامتر غير المركزي non-centrality parameter (NCP)

لقد سبق أن أشرنا إلى أن مربع كاي (χ^2) Chi square يستهدف اختبار الدلالة الإحصائية للفرضية الصفرية (H_0) التي مفادها أنه لا يوجد فرق بين النموذج المفترض أو المتوقع (Σθ) والنموذج الحقيقي المناظر له في المجتمع (Σ)،أي أن نموذج البحث المفترض أو المتوقع قيد الاختبار يطابق تماما نموذج المجتمع [(Σθ)=Σ].

إن الافتراض الذي يقوم عليه اختبار مربع كاي ، أي افتراض المطابقة التامة بين النموذج المفترض الذي يراد اختباره ونموذج المجتمع، افتراض غير واقعي لا يعكس طبيعة النماذج البحثية المفترضة التي يراد اختبارها. ذلك أن النماذج البحثية المفترضة نماذج تقريبية لنماذج المجتمع (أي نماذج تقريبية للواقع ولا تطابقه تماما)، وليست نماذج تتسم بالضرورة بصحة مطلقة بحيث تطابق تماما نماذج المجتمع.

إذن، إن الفرضية الصفرية التي تتصدى إلى اختبار صحتها أسلوب مربع كاي، والتي تتخذ عادة الشكل التالي: (Σ=Σθ)، أي اختبار صحة وجود أو عدم وجود مطابقة تامة بين نموذج البحث المفترض أو المتوقع (Σθ) ونموذج المجتمع (Σ)، تفتقر إلى الواقعية وتتسم بالتقييد الشديد، حيث يلاحظ براون وكاديك (Brown &Cudeck, 1993) بأنه إذا كنا نتوقع سلفا بأن الفرضية الصفرية التي تقضي بوجود مطابقة تامة بين النموذج المفترض والمجتمع فرضية زائفة أصلا، فلا جدوى أو طائل من محاولة اختبارها للبرهنة على صحتها. فبدلا من الإصرار على اختبار وجود مطابقة تامة أي أن النموذج المفترض صحيح، ويتطابق تماما مع البيانات، لماذا لا نغير طريقة الطرح ونختبر درجة افتقار نموذج البحث المفترض للمطابقة بدلا من اختبار توفره أو عدم توفره على مطابقة تامة.

إذن، لما كانت النماذج المفترضة في البحوث هي نماذج تقريبية (تقترب من الصحة) وليست صحيحة بالضرورة، فإن الفرضية التي يجدر اختبارها ليست الفرضية الصفرية السابقة التي تقوم على المطابقة التامة [(Σθ)=Σ]، وإنما الفرضية التي تقوم

على مسلمة المطابقة النسبية أو التقريبية، أي التي تختبر مدى افتقار النموذج للمطابقة والتي يعبر عنها بالرموز كما يلي: [(Σθ)≠Σ]. وفي هذه الحالة، أي عند اختبار الفرضية القائمة على درجة الافتقار للمطابقة عوضا عن الفرضية القائمة على وجود أو عدم وجود مطابقة تامة، فإن التوزيع الذي يقوم عليه الاختبار الإحصائي سوف لا يكون توزيع مربع كاي المعهودة، وإنما هو توزيع من نوع مختلف يدعى بتوزيع مربع كاي غير المركزي Non central χ^2 -distribution. ويحتوي هذا التوزيع على بارامتر يدعى بالبارامتر اللامركزي non-centrality parameter (ويعرف اختصارا NCP أو يرمز له عادة بالرمز دلتا δ أو أحيانا بالرمز لامبدا λ) الذي يدل على درجة الافتقار للمطابقة، أي الابتعاد عن مركز التوزيع بوحدات يرمز لها عادة بالرمز دلتا δ .

ويمكن تقدير البرامتر اللامركزي (NCP)بطرح درجات الحرية(df) من مربع كاي (χ^2) للنموذج المفترض (χ^2-df). فإذا كانت مطابقة النموذج المفترض تامة (وحدة البارامتر دلتا δ التي تدل على وحدات مدى الافتقار لمطابقة تساوي صفرا) ، فإن البارامتر اللامركزي (NCP) يساوي صفرا. ويكون التوزيع اللامركزي في هذه الحالة فقط مماثلا لتوزيع مربع كاي المركزية central χ^2 -distribution القائمة على مسلمة التطابق التام بين النموذج المفترض ونموذج المجتمع. وإذا كانت نتيجة المعادلة سالبة (وحدة البارامتر دلتا δ تساوي قيمة سالبة) فإن نتيجة البارامتر اللامركزي (NCP) تغير لتساوي صفرا. أما إذا كانت مطابقة النموذج المفترض غير تامة ـ وهو الوضع المعتاد ـ فإن قيم البارامتر اللامركزي (NCP) تكون أكبر من الصفر.

نخلص من ذلك بأن البارامتر اللامركزي (NCP) يعتبر مؤشرا يدل على درجة افتقار النموذج للمطابقة، بحيث كلما ارتفعت قيمته انخفضت قدرة النموذج على المطابقة وازدادت سوءا. وكلما انخفضت قيمته، ازدادت جودة مطابقة النموذج للبيانات ارتفاعا.

جـذر متوسـط مربعـات البـواقي(RMR) Root Mean square Residual
وجذر متوسط مربعات البواقي المعيارية Standardized Root Mean square Residual .(SRMR)

من مؤشرات المطابقة التي تقوم على فكرة البواقي، أي مدى التفاوت بين بيانات العينة والبيانات المشتقة من النموذج، مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي Root Mean square Residual (RMR) ، ومؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية Standardized Root Mean square Residual (SRMR).فمؤشر جذر متوسط مربعات البواقي (RMR) هو مقياس متوسط القيم المطلقة للبواقي. أي الجذر التربيعي لمتوسط مربعات البواقي، حيث تدل البواقي على مقدار التباعد (التفاوت) أو التقارب (التشابه) بين قيم مصفوفة التغاير والتباين للعينة وقيم مصفوفة التغاير والتباين المشتقة من النموذج المقترح بافتراض أنه النموذج الصحيح. إن الحد الأدنى للمدى النظري لقيم مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي (RMR) هو الصفر، ولكن ليس له حد أقص، بمعنى أن الحد الأقصى يتجاوز الواحد الصحيح.

فإذا كان المؤشر يساوي صفرا دل ذلك على توفر النموذج على مطابقة تامة، ويستنتج من ذلك أنه مؤشر لتقدير مدى سوء المطابقة badness of fit index لأنه كلما ارتفعت قيمة المؤشر كلما ازدادت مطابقته سوءا وتدهورا. وعلى النقيض من ذلك، أنه كلما انخفضت قيمته، واقتربت من الصفر، كلما ازدادت مطابقة النموذج جودة.

غير أن إحدى مشكلات مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي (RMR) أنه نظرا لقيامه على بيانات المتغيرات المقاسة بوحداتها الأصلية التي لم تحوّل إلى وحدات معيارية موحدة بين المتغيرات، فإن مداه لا يتراوح من الصفر إلى الواحد الصحيح، وإنما مداه الأقصى غير محدد حيث يتوقف على طبيعة وحدات القياس لمتغيرات النموذج، مما يجعل عملية التأويل عملية مستعصية. فمثلا، إذا كانت المؤشرات أو المقاييس المستعملة لقياس إحدى مفاهيم النموذج عبارة عن فقرات موضوعية لكن تختلف في عدد بدائلها، فبعض الفقرات تحتوي على 3 بدائل، والأخرى تحتوي على 5 بدائل، وعدد منها يحتوي على 7 بدائل، فمع اختلاف وحدات القياس لهذه المتغيرات

(الفقرات) فإن ذلك يولد صعوبة كبرى في تأويل نتائج مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي (RMR) (Kline, 2005).

ولتجاوز هذه العقبة، يلجأ عادة إلى تحويل القيم الخام للمتغيرات إلى قيم معيارية (أي توحيدها وتحويلها إلى وحدة قياس متوسطها صفر وانحرافها المعياري الواحد الصحيح). وعند إيجاد العلاقات بين المؤشرات المقاسة أو المتغيرات المقاسة تصبح مصفوفة التغاير والتباين مصفوفة ارتباطات، وبالتالي توجد مصفوفة ارتباطات للعينة ومصفوفة ارتباطات قائمة على النموذج المقترح. وعند استعمال مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي (RMR) بتوظيف مصفوفة الارتباطات للعينة ومصفوفة الارتباطات للنموذج، التي تقوم على وحدات معيارية بدلا من استعمال مصفوفتي التغاير والتباين للعينة والنموذج، فإن تسمية مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي (RMR)ستختلف بحيث يسمى بمؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية Standardized Root Mean square Residual (SRMR). إذن، إن مؤشر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR) يقيس متوسط قيم البواقي المطلقة لمعاملات الارتباط. أي يمثل الفرق العام بين ارتباطات مصفوفة العينة وارتباطات مصفوفة النموذج.

إن المدى النظري لقيم مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR)يتراوح من الصفر (الذي يدل على مطابقة تامة) إلى الواحد الصحيح الذي يدل على غياب المطابقة أو مطابقة رديئة جدا.

وإذا كانت قيمة مؤشر متوسط مربعات البواقي المعيارية SRMR ومؤشر متوسط مربعات البواقي RMR أقل من0.05، دل ذلك على توفر النموذج على مطابقة ممتازة (Byrne, 1998; Diamantopoulos &Siguaw, 2000). ويرى هيو وبنتلر (Hu &Bentler, 1999) أن درجة القطع 0.08 تبدو مناسبة حيث تدل على مطابقة مقبولة. ويرى كلاين (Kline, 2005) أن قيم مؤشر متوسط مربعات البواقي المعيارية SRMR التي تقل عن 1 تدل على توفر النموذج على مطابقة مقبولة.

ومع ذلك لوحظ أن مؤشر متوسط مربعات البواقي المعيارية SRMR ومؤشر متوسط مربعات البواقي RMR ينطويان على إشكالين وهما:

1. الإشكال الأول أن قيمتهما تميل إلى الارتفاع عند احتواء النموذج على بارامترات عديدة، أي تنحو قيمتها إلى الانخفاض أو التقلص عند ارتفاع مستوى تعقيد النموذج المفترض، ويقصد بمستوى تعقيد النموذج كثرة بارامترات النموذج المجهولة التي تحتاج إلى تقدير.
2. الإشكال الثاني يتلخص في أن قيم المؤشرين تميل إلى الانخفاض أيضا عند اتساع حجم العينة المستعملة (Hooper, coughlan, and Mullen; 2008; Garson, 2009).

الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب

Root Mean Square Error of approximation (RMSEA)

والمطابقة القريبة Close Fit (CFit)[2]

إن مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of approximation (RMSEA) من أهم المؤشرات الحديثة، إذ يجمع بين ثلاث وظائف هامة وهي:

أولا: تقدير دقة المطابقة.

ثانيا: تصحيح نتيجة المطابقة عند افتقار النموذج للاقتصاد في البارامترات ومن ثمة يصنف أحيانا من مؤشرات المطابقة الاقتصادية Parsimonious Fit Indices.

ثالثا: يصحح أثر حجم العينة بحيث لا تتأثر نتيجته باتساع أو انخفاض حجمها، وبتعبير آخر يعمل على تحييد أثر حجم العينة على جودة المطابقة.

إن مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) ، شأنه شأن مؤشر البارامتر اللامركزي (NCP)، يقيس متوسط مدى الافتقار للمطابقة لكل وحدة من

---

(2) وتستعمل أيضا الأسماء المختصرة التالية: RMS; RMSE ، وقد يستعمل أحيانا العنوان التالي الذي يعكس جوهر هذا المؤشر الهام:مقدار التفاوت لكل درجة حرية (Discreancy per degree of freedom).

وحدات درجات الحرية. وبتعبير آخر يركز على مدى التفاوت بين مصفوفة التباين والتغاير للنموذج المفترض$\sum(\theta)$ وبين مصفوفة التغاير والتباين للمجتمع $\sum$، ولكن لكل درجة حرية (مقدار الافتقار إلى التطابق لكل درجة حرية)، وبالتالي يأخذ مدى تعقيد النموذج المفترض بعين الاعتبار، بحيث يفضل النموذج الذي يضطلع بعملية التفسير ولكن بأقل عدد من المتغيرات أو البارامترات. ويعتبر من المؤشرات التي تقيم مطابقة النموذج على مستوى المجتمع وليس على مستوى العينة.

ويتوفر مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) ـ خلافا لجل مؤشرات المطابقة ـ على توزيع. وتوفره على توزيع يسمح برسم حدود الثقة لتوفير مزيد من الدقة في عملية تقدير المطابقة. غير أن توزيعه يختلف عن توزيع مربع كاي المركزية المعتادة المستعملة في تقويم المطابقة لتي تقوم على افتراض وجود مطابقة تامة central χ^2 -distribution بين النموذج وبيانات المجتمع (والمطابقة التامة معناها أن الفرضية الصفرية تنص صراحة بأن النموذج المقترح يطابق تماما المجتمع)، ويتبع ـ بدل ذلك ـ توزيع مربع كاي غير المركزية non central χ^2 -distribution التي تقوم على افتراض واقعي أن النماذج المختبرة لا تستنسخ الواقع بل تقاربه، وبالتالي فهي ليست نماذج تامة الصحة بل نماذج تقريبية. فالتوزيع يقوم على الفرضية البديلة للفرضية الصفرية السابقة وهي أن النموذج لا يطابق المجتمع. أي أن هذا التوزيع اللامركزي لمربع كاي يعكس مدى خطأ الفرض الصفري، أي خطأ افتراض وجود مطابقة تامة بين النموذج والمجتمع. ويقاس مدى الافتقار للمطابقة ببارامتر يدعى بالبارامتر اللامركزي non-centrality parameter (ويعرف اختصارا NCP ويرمز له عادة بالرمز دلتا δ أو أحيانا بالرمز لامبدا λ) الذي يدل على درجة افتقار النموذج المقترح للمطابقة أي الابتعاد عن مركز التوزيع بوحدات يدل عليها الرمز دلتا δ. ويتم تقدير هذا البارامتر (NCP أوδ) الهام ـ الذي سيشكل لبنة معادلة مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) ـ بالفرق بين مربع كاي للنموذج المقترح $\chi^2_{estimated}$ ودرجات حريته $df_{estimated}$ ، أو بكون هذا الفرق يساوي صفرا في حالة ما إذا كان هذا الفرق سالبا (درجات الحرية أكبر من قيمة مربع كاي).

ومعادلة البارامتر اللامركزي هي كالتالي:

$$\delta = max\ imum\,(\chi^2_{estimated} - df_{estimated} : 0)$$

حيث يدل المصطلح *max imum* على الأخذ بأقصى قيمة التي يبلغها أحد الحدين: إما الحد الأول $\chi^2_{estimated} - df_{estimated}$ أو الحد الثاني الذي هو الصفر. معنى ذلك إذا كان الحد الأول أعلى من الصفر فيأخذ به، أما إذا كان دون الصفر (أي قيمته سالبة) فيهمل، ويؤخذ ـ عوض ذلك ـ بالحد الآخر الذي هو صفر. فقيمة البارامتر اللامركزي (δ) تكون إما صفر أو أية قيمة موجبة، لكن لا تكون قيمة سالبة.

ولما كان مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) يقوم على منطق بأن النماذج المقترحة ليست استنساخا للواقع أو صورة مطابقة للأصل، بل اجتهادات نظرية اختزالية تحاول جاهدة الاقتراب من الواقع approximation of reality لتعكس أبعاده الأساسية بدون الاستغراق في تفاصيله الجزئية (Raykov&Marcoulides, 2000).ولذلك يشكل البارامتر اللامركزي (δ) لبنة أساسية لتكوين معادلته:

$$RMSEA = \sqrt{\frac{\delta_{estimated}}{df_{estimated}(N-1)}}$$

تبرز المعادلة بأن مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) يحاول تقدير مقدار خطأ الاقتراب (متوسط مدى افتقار النموذج للمطابقة) لكل درجة حرية (لاحظ وجود درجات الحرية في مقام المعادلة). وتوظيف درجات الحرية في المعادلة تفيد في تصحيح نتيجة المطابقة في ضوء درجة تعقيد النموذج بحيث يتم تعديل النتيجة في اتجاه الانخفاض كلما ازداد النموذج تعقيدا (ازدادت بارامتراته المجهولة التي تحتاج إلى تقدير، حيث بازدياد عدد البارامترات تقل درجات الحرية، وعند انخفاض عدد البارامترات الحرة أو المجهولة تزداد درجات الحرية)، أي عند افتقار النموذج للاقتصاد في استعمال البارامترات أو تقدير المتغيرات المجهولة للنموذج.

كما أن المعادلة توظف أيضا حجم العينة في مقامها، ودلالة مراعاة حجم العينة بإدماجها في بناء معادلة المؤشر التخفيف ـ إن لم يكن الاستقلال ـ من تأثر أداء مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) بحجم العينة، بحيث لا تتأثر نتيجته بانخفاض أو ارتفاع حجمها.

ويعتبر مؤشرالجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) من مؤشرات سوء المطابقة بحيث أنه كلما ارتفعت قيمته انخفضت جودة المطابقة، وكلما انخفضت قيمته مقتربة من الصفر كلما دل ذلك على تحسن المطابقة.

لكن ماذا عن درجات القطع أو القيم الدالة على مستويات المطابقة؟

في الواقع، في العقدين الأخيرين تم اقتراح مستويات مختلفة من درجات القطع، بحيث مال هذا التغيير إلى توخي الصرامة في درجات القطع بتخفيضها. ففي البداية (أوائل التسعينيات) اقترح المدى الذي يتراوح من0.05 إلى0.10 للدلالة على توفر مطابقة معقولة، بحيث أن قيم المؤشر التي تتعدى الواحد الصحيح تدل على رداءة المطابقة (MacCallum et al. 1996)، ثم اقترحت بعد ذلك مستويات أكثر تفصيلا وصرامة بحيث جرت كالتالي:

1. قيم مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب(RMSEA) التي تساوي أو أقل من 0.05 (RMSEA≤0.05) تدل على مطابقة ممتازة.
2. وقيم المؤشر التي تتراوح من0.05 إلى0.08 تدل على وجود مطابقة معقولة.
3. وقيم المتغير التي تتراوح من0.08 إلى 1 تدل على مطابقة لا بأس بها mediocre.
4. وأخيرا، فإن قيم المؤشر التي تتعدى الواحد تدل على مطابقة رديئة (Browne &Kudeck, 1993; Byrne, 1998, 2006; Hooper, at al. 2008; Kline,2005; MacCallum et al. 1996).

غير أن التوجه الحديث يميل إلى الأخذ بقيم قطع أكثر صرامة منها 0.06 (Hu &Bentler, 1999) أو القيمة 0.07 كحد أقصى مسموح به بحيث يجب ألا تتعدى قيمة مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب(RMSEA) هذه القيمة للدلالة على توفر مطابقة.

لقد سبق ان نوهنا بإحدى مزايا مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA)، والمتمثلة في انطوائه على توزيع، مما يمكّن من حساب حدود الثقة لنتائجه الأمر الذي يضيف دقة على هذا التقدير. ينبغي أن يكون الطرف أو الحدى الأدنى لحدود الثقة يساوي أو أدنى من0.05 (لكن القيمة النموذجية للحد الأدنى هي

الصفر، ومع ذلك، فإنه نادرا ما يساوي الحد الأدنى لمؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب RMSEA الصفر في الواقع). تجدر الإشارة أن لكل قيمة مطابقة التي يتمخض عنها استعمال مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) يمكن حساب حد ثقته السفلي وحد ثقته الأعلى بمستوى ثقة 90٪. فإذا كان الحد الأدنى لمجال الثقة لقيمة مؤشر (RMSEA) أقل أو يساوي الحد الأدنى (0.05)، فدلالة ذلك أنه لا يمكن رفض الفرض الصفري المتجه directional null hypothes الذي ينص على أن النموذج المقترح من طرف الباحث يتوفر على مطابقة قريبة جدا أو ممتازة وإن كانت غير تامة في المجتمع.

وينبغي أن يكون الطرف أو الحد الأعلى يساوي أو أدنى من0.08 (Byrne, 1998, 2006; Hooper et al. 2008)، وفي بعض المراجع يساوي أو أدنى من الواحد الصحيح (kline, 200). أما إذا تجاوزت قيمة مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب(RMSEA) الحد الأعلى لمجال الثقة (كأن يتجاوز 0.08 أو الواحد يتوقف الأمر على درجة القطع للحد الأعلى للثقة المتبناة) فيترتب عن ذلك أننا لا نستطيع رفض فرضية وجود مطابقة رديئة للنموذج في المجتمع.

فبافتراض أن قيمة مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) يساوي 0.04، وأن حدود الثقة عند مستوى 90٪ لهذه القيمة تتراوح من 1 إلى1.5. فلما كان الحد الأدنى(1) أقل من درجة القطع للحد الأدنى لحدود الثقة (0.05)، فالفرض الصفري بالنسبة للحد الأدنى الذي ينص على وجود مطابقة قريبة جدا في المجتمع لا يمكن رفضها، أما بالنسبة للفرضية الصفرية للحد الأعلى التي تنص على وجود مطابقة تقريبية رديئة ، فلا يمكن رفضها بحكم أن الحد الأعلى لحدود الثقة للمثال الحالي (1.5)أعلى من (0.08) بل وأعلى من (1). وهكذا نجد أن نتيجة هذا المؤشر (RMSEA) =0.04 تأثرت بأخطاء المعاينة لأنها انسجمت مع فرضيتين نقيضتين: فرضية المطابقة التقريبية الجيدة، وفرضية المطابقة التقريبية الرديئة. وهذه النتائج غير المتسقة التي يفصح عنها استعمال حدود الثقة يكثر ظهورها عندما تكون العينة صغيرة، وبالتالي يتطلب الأمر توسيع العينة للحصول على نتائج دقيقة لتقدير دقة مطابقة النموذج.

وتجدر الإشارة أن كل الحزم الإحصائية المتخصصة ونذكر منها على سبيل المثال حزمة ليزرل Lisrel، وحزمة إيكيوز EQS، وحزمة آموس Amos توفر نتائج مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب RMSEA مع حدود الثقة.

ويرتبط باستعمال مؤشر RMSEA مؤشر آخر يدعى اختبار المطابقة التقاربية close fit test، ويعرف اختصارا ب (CFit) أو (PClose). ولقد اقترحه براون و كاديك (Brown &Cudek, 1993) لاعتقادهما بأن مربع كاي يقوم على مسلمة وجوب حيازة النموذج المقترح على مطابقة تامة في المجتمع، فهذا افتراض يتنافى وطبيعة النماذج المفترضة التي تقترب من الواقع بغية تفسير أبعاده الجوهرية بدون أن تستنسخه كلية. فالنماذج يكفي أن تكون مقاربة للحقيقة وليس بالضرورة أن تكون نماذج مطابقة تماما للواقع، أو أن تكون صحيحة تماما أو خاطئة تماما. ونظرا لأن مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) يقوم على افتراض المطابقة الاقترابية وليس على مسلمة المطابقة التامة، فهو يعكس بناء على ذلك متوسط مقدار النموذج للمطابقة آخذا بعين الاعتبار درجات الحرية لتصحيح أثر تعقيد النموذج (الافتقار إلى الاقتصاد في البارامترات المجهولة)، وأثر حجم العينة، ليتحرر نسبيا من أثر اتساع أو انخفاض العينة.

ولذلك تم توظيف مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب RMSEA لاختبار الفرضية التالية: بأن مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) لا يتعدى0.05 ($RMSEA \le 0.05$). فإذا أظهرت الدلالة الإحصائية لاختبار المطابقة التقاربية (CFit) أن النسبة الحرجة أو p هي دون0.05 ($p \le 0.05$)، فمعنى ذلك أن مستوى الدلالة الإحصائية دالة، وبالتالي نرفض الفرض الصفري الذي ينص على أن مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقترابRMSEA يساوي أو أقل من درجة القطع0.05. ونستخلص من ذلك أن قيمة مؤشر RMSEA أعلى من0.05 مما يدل على افتقار النموذج للمطابقة القريبة أو التقاربية. أما إذا كانت النسبة الحرجة لاختبار المطابقة التقاربية (CFit) أكبر من 0.05 ($p \ge 0.05$)، فلا يمكن رفض الفرض الصفري، وبالتالي يتم قبوله على أساس أن مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط

خطأ الاقتراب (RMSEA) قيمته بالفعل هي دون السقف0.05، مما يدل على توفر النموذج على مطابقة تقريبية جيدة.

مؤشر جودة المطابقة **Goodness-of-fit index (GFI)**

ومؤشر جودة المطابقة التصحيحي **Adjusted Goodness-of-fit Index (AGFI)**.

ويسمى مؤشر جودة المطابقة Goodness-of-fit index (GFI) أيضا *Gamma-hat* أو مؤشر جودة المطابقة لكل من "جوريزكوك" و"سوربوم" *Joreskog-Sorbom* GFI . وهو من المؤشرات العملية أو الوصفية المبكرة التي اقترحها "جوريزكوك" و "سوربوم" كبديل للأسلوب الإحصائي مربع كاي. ويقدر نسبة التباين في بيانات العينة (مصفوفة التغاير والتباين للعينة) التي يفسرها النموذج المقترح، أي التي تفسرها قيم النموذج المقترح (مصفوفة التغاير والتباين القائمة على النموذج المقترح). وبتعبير آخر إلى أي حد يستطيع النموذج إعادة إنتاج بيانات (مصفوفة التغاير والتباين القائمة على النموذج المقترح) مماثلة لبيانات العينة (مصفوفة التغاير والتباين للعينة). فبقدر ما يستطيع النموذج إعادة استنساخ بيانات العينة بقدر ما يمثل هذا النموذج المقترح مصفوفة التغاير والتباين للعينة.

يمثل مؤشر جودة المطابقة (GFI) إذن مقدار التباين والتغاير للعينة(مقدار المعلومات في بيانات العينة) التي يمكن التنبؤ بها أو تفسيرها من طرف مصفوفة التباين والتغاير المنبثقة عن النموذج المقترح أو المفترض. فإذا كان مؤشر جودة المطابقة (GFI) يساوي مثلا 0,95 فمعنى ذلك أن 95٪ من التغاير أو التباين الملاحظ للعينة يمثله أو يفسره تباين والتغاير للنموذج المقترح.

ويمكن تعريف مؤشر جودة المطابقة (GFI) إجرائيا بأنه نسبة مجموع مربعات البواقي (الناجم عن طرح عناصر مصفوفة تباين وتغاير النموذج من عناصر مصفوفة التباين والتغاير للعينة) إلى مصفوفة التباين والتغاير للعينة، أو نسبة مربعات بواقي التوقع إلى بيانات العينة.

ومعادلة مؤشر جودة المطابقة (GFI) بدلالة مربع كاي تبدو كما يلي:

$$GFI = 1 - \frac{Sum of the weighted variances_{estimated\ mod eicviancematrix}}{sum of the squared weighted variances_{sampie\ cov\ rianematrix}}$$

يدل الكسر على مقارنة مطابقة النموذج المقترح بدلالة مقدار التباين ألذي يتم تقديره لبارامترات النموذج باستعمال إحدى طرق التقدير التي تطرقنا إليها (طريقة أو دالة الاحتمال الأقصى maximum likelihood، طريقة أو دالة المربعات الصغرى المعممة generalized least square، طريقة أو دالة المربعات غير الموزونة Unweighted least square) بتباين بيانات العينة وفقا لطريقة التقدير المستعملة. ويقصد بالموزونة أن بيانات النموذج المقترح وبيانات العينة يختلف تحديدها باختلاف طريقة تقدير بارامترات النموذج المستعملة.

وباستعمال البواقي التي تبرز فكرة تقييم مدى التباعد (المقارنة) بين بيانات النموذج المقترح وبيانات الواقع المتمثلة في بيانات العينة، حيث أن البواقي تتمثل إجرائيا في الفرق بين مربعات قيم التغاير والتباين للنموذج ($\hat{\sum}$) ومربعات قيم التغاير والتباين للعينة (S)، تتخذ معادلة مؤشر جودة المطابقة (GFI) الشكل التالي:

$$GFI = 1 - \frac{residual weighted sum\ of\ squares\ (u sin g elements of\ S - \hat{\sum}}{total weighted sum\ of\ squares\ (u sin g elements of\ S)}$$

لنلاحظ أن المقارنة لم تتم بين النموذج المقترح بنموذج آخر يتمثل في الغالب في النموذج المستقل independence model كما هو الشأن بالنسبة لجل مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية. فمؤشر المطابقة المعياري Normed Fit Index (NFI) مثلا يقوم على مقارنة المطابقة بين النموذج المقترح بالنموذج المستقل، أي مدى افتقار النموذج المقترح للمطابقة مقارنة بمدى افتقار النموذج المستقل للمطابقة. وبتعبير آخر مدى التحسن في المطابقة الذي أحرزه مؤشر المطابقة المعياري بالمقارنة بالنموذج المستقل السيئ المطابقة ابتداء. فالمقارنة بين نموذجين نموذج البحث ونموذج قاعدي لا تتم عند اعتماد مؤشر جودة المطابقة (GFI) وغيره من مؤشرات المطابقة المطلقة، وإنما تتم مقارنة أو مضاهاة البيانات الناجمة عن النموذج المقترح (مصفوفة التغاير والتباين لنموذج البحث المفترض أو المتوقع) بمعطيات الواقع المتمثلة في بيانات العينة (مصفوفة التغاير والتباين للعينة). فمؤشر جودة المطابقة (GFI) يعنى أساسا بمقدار التغاير والتباين المفسر من طرف النموذج المقترح من مجمل التغاير والتباين الكلي لبيانات العينة.

ولتوضيح منطق مؤشر جودة المطابقة (GFI)، لنأخذ المثال التالي: تمثل المصفوفة التالية (S) بيانات العينة التي تتخذ عادة شكل مصفوفة التغاير (الخلايا القطرية القطرية:0.507، 0.224، 0.577) والتباين (قيم الخلايا غير القطرية:0.480، 0.275، 0.062) لنموذج عاملي مفترض يحتوي على عامل واحد تقيسه أو تتشبع عليه ثلاثة مؤشرات:

$$S = \begin{matrix} 0.507 & & \\ 0.480 & 0.224 & \\ 0.275 & 0.062 & 0.577 \end{matrix}$$

والبيانات القائمة على النموذج المقترح (نموذج عاملي وحيد العامل)، أي مصفوفة التغاير والتباين ($\hat{\sum}$) التي أعيد إنتاجها بعد تقدير بارامترات النموذج المقترح أو المتوقع باستعمال إحدى طرق تقدير البارامترات. ولقد تم استعمال طريقة أو دالة المربعات الصغرى غير الموزونة Unweighted least square بدلا من طريقة أو دالة الاحتمال الأقصى maximum likelihood الأكثر استعمالا وذلك لتبسيط الشرح، وإبراز المقارنة بين بيانات النموذج المقترح وبيانات العينة.

$$\hat{\sum} = \begin{matrix} 0.271 & & \\ 0.541 & 0.321 & \\ 0.361 & 0.215 & 0.427 \end{matrix}$$

وباستعمال طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة في التقدير، فإن معادلة مؤشر جودة المطابقة (GFI) تكون كالتالي:

$$GFI = 1 - 0.5 trace (S - \sum)^2$$

علما بأن الحد [$0.5 trace (S - \sum)^2$] يدل على معادلة طريقة أو دالة التقدير السالفة الذكر (دالة المربعات الصغرى غير الموزونة التي تعرف اختصارا بالحروف التالية: ULS)، ويختلف هذا الحد باختلاف طريقة تقدير بارامترات النموذج المقترح، وأن الرمز (S) يدل على مصفوفة التغاير والتباين للعينة، ويدل الرمز ($\sum$) على مصفوفة التباين والتغاير للنموذج المقترح أو المتوقع، ويدل مصطلح (trace) على

مجموع قيم تباين الخلايا القطرية لكل من مصفوفة (S) ومصفوفة($\hat{\sum}$) . وبالتطبيق باستعمال مصفوفتي بيانات العينة وبيانات النموذج على النحو التالي:

$$GFI = 1 - 0.5 trace (S - \sum)^2$$

$$GFI = 1 - 0.5 [(1.308 - 1.019)^2]$$

علما بأن القيمة الأولى داخل القوس: 1.308 تدل على أثر trace (مجموع عناصر أو قيم الخلايا القطرية: 0.062+0.480+0.275) لمصفوفة التغاير والتباين للعينة (S)، وتدل القيمة الثانية: 1.019 على أثر trace (مجموع عناصر أو قيم الخلايا القطرية: 0.427+0.271+0.321) لمصفوفة التغاير والتباين للنموذج المتوقع أو المقترح ($\sum$).

ولا يبقى بعد هذا التعويض إلا عمليات حسابية روتينية ومباشرة، ونجد أن مؤشر جودة المطابقة (GFI) عند مواصلة العمليات الحسابية البسيطة لهذا المثال، يساوي (0.958). ومعناه أن 96٪ من التباين والتغاير في مصفوفة العينة (المعلومات التي تنطوي عليها العينة) أمكن تفسيرها أو التنبؤ بها من طرف مصفوفة التباين والتغاير المشتقة من النموذج المقترح الأحادي العامل. أي أن بيانات النموذج أعادت إنتاج البيانات الواقعية الأصلية للعينة ولم تهدر منها إلا نسبة قليلة لم تتجاوز 4٪.

يتراوح المدى النظري لقيم مؤشر جودة المطابقة (GFI) من الصفر إلى الواحد، كلما اقتربت قيمته من الواحد كلما دل ذلك على ازدياد جودة المطابقة. ولقد اقترحت في البداية القيمة 0.90 كدرجة قطع تميز بين توفر المطابقة عندما يكون المؤشر يساوي أو يتعدى هذه القيمة، في حين يدل على افتقار النموذج للمطابقة إذا كانت قيمة المؤشر دون هذه القيمة. غير أن الدراسات التقويمية الحديثة القائمة على المضاهاة *simulation studies* أبانت بأنه عندما تكون العينة صغيرة، وتشبعات المؤشرات على عواملها منخفضة، ينصح باستعمال درجة قطع أكثر صرامة تتمثل في 0.95 بدلا من درجة القطع السابقة (0.90) (Miles &Chevlin, 1998).

إن مؤشر جودة المطابقة (GFI) يتأثر بمدى تعقد النموذجين بحيث تزداد قيمته بازدياد عدد البارامترات المفترضة الحرة في النموذج (MacCallum& Hong, 1997).

أي أن النموذج الذي لا يقتصد في عدد البارامترات الحرة المستعملة لتفسير البيانات أكثر حظا في تحقيق مطابقة مرتفعة مقارنة بنموذج مكافئ في قدرته في التفسير أو التنظير، لكن يقتصد في عدد البارامترات التي يوظفها في عملية التفسير أو التنظير.

كما ينطوي على تحيز في اتجاه الرّفع من قيمة المطابقة عندما تكون العينات كبيرة. وبتعبير آخر، إن مستوى هذا المؤشر ينحو نحو الازدياد أو الارتفاع عند ازدياد حجم العينة، وينحو نحو الانخفاض عند انخفاض حجمها(Bollen, 1990; Miles &Chevlin, 1998)، وهذه الحساسية لحجم العينات تعتبر من عيوب بعض مؤشرات المطابقة حيث أن التحسن في المطابقة أو تدهورها لايرجع إلى دقة التنظير للنموذج المقترح أو عدم دقته بقدر ما يرجع إلى أثر اتساع أو انخفاض حجم العينة.

ولقد تم اقتراح مؤشر جودة المطابقة المصحح (AGFIAdjusted Goodness of fit Index) حيث أن هذا الأخير يعمل على تصحيح تحيز مؤشر جودة المطابقة (GFI) لصالح النموذج المعقد التي تكثر بارامتراته الحرة بتضخيم قيمة مطابقته وذلك بمراعاة نسبة عدد البيانات غير المتكررة (عدد قيم التباين والتغاير) في مصفوفة بيانات العينة إلى درجات الحرية كما هو واضح في المعادلة التالية:

$$AGFI = 1 - \left[\left(\frac{k_{Sample\ covariance\ matrix}}{df_{estimated\ model}} \right) (1 - GFI) \right]$$

حيث أن ($k_{Sample\ covariance\ matrix}$) يدل على عدد القيم غير المتكررة (قيم التغاير والتباين) في مصفوفة العينة، وأن الحد ($df_{estimated\ model}$) يدل على درجات الحرية للنموذج لمفترض أو المقترح. والمعادلة بما أنها تصحح قيمة مؤشر جودة المطابقة بمراعاة درجات الحرية التي تزداد كلما قلت البارامترات الحرة للنموذج المفترض، وتنخفض كلما قل عدد البارامترات الحرة، ولذلك نجد أن المعادلات التي تصحح نتيجة المطابقة باستعمال معيار الاقتصاد في عدد البارامترات الحرة المستعمل في النموذج المفترض غالبا ما توظف معيار درجات الحرية في تكوين معادل مؤشر المطابقة.

إن مؤشر جودة المطابقة المصحح يعدل من نتيجة مؤشر جودة المطابقة (يصححها) بتخفيضها كلما ازداد النموذج المفترض تعقيدا، أي كلما ازدادت عدد بارامتراته الحرة، عقابا على عدم اقتصاد النموذج المفترض في عدد البارامترات. كما أنه يؤدي أيضا إلى تعديل قيمة مؤشر (GFI) برفعها بمقدار اقتصاد النموذج المقترح في عدد البارامترات المستعملة.

إن المدى النظري لمؤشر (AGFI)، شأنه شأن مؤشر جودة المطابقة (GFI)، يتراوح من الصفر إلى الواحد الصحيح، بحيث كلما اقتربت قيمته من الواحد كلما دل ذلك على ازدياد مطابقة النموذج المقترح تحسنا. ينبغي ألا تقل درجة القطع لهذا المؤشر عن0.90 للدلالة على توفر مطابقة، وإلا دل على افتقار النموذج للمطابقة. ويقترح بعض المنهجيين مستوى أكثر صرامة من ذلك والذي يتمثل في درجة القطع 0.95 بحيث يجب أن يساوي مؤشر جودة المطابقة المصحح (AGFI) أويتعداها للدلالة على توفر النموذج المقترح على مطابقة (Schumacker& Lomax, 2004).

على الرغم من إن المؤشرين الحاليين: مؤشر جودة المطابقة المصحح ومؤشر جودة المطابقة استحدثا في وقت مبكر كبديل عملي للأسلوب الإحصائي "مربع كاي" الذي يتأثر بحجم العينة، أي اقترحا كمؤشرات مستقلة عن حجم العينة؛ غير أنهما يتأثران بحجم العينة بحيث تزداد قيمتهما ارتفاعا باتساع حجم العينة، وبالتالي يقلصان من مستوى مطابقة النموذج عندما يقل حجم العينة (Bollen, 1990). **ولذلك ينبغي استعمالهما بمعية مؤشرات المطابقة الأخرى التي لا تتأثر بحجم العينة**. ونظرا للأداء المتواضع لهذين المؤشرين بناء على الدراسات التقويمية القائمة على المضاهاة، فإن بعض الحزم الشهيرة كحزمة "آموس" حذفت هذين المؤشرين من قائمة مؤشرات المطابقة العديدة (التي تتجاوز 25 مؤشرا) التي تقوم بحسابها وتضمينها في نتائجها الإحصائية تلقائيا.

مؤشر المطابقة المعياري (NFI) **Normed-Fit index.**

ومؤشر المطابقة غير المعياري (NNFI) **Non-Normed Fit index.**

أو مؤشر تاكر- لويس (TLI) **Tucker-Lewis Index.**

ويعرف أيضا باسم مؤشر المطابقة المعياري لكل من بنتلر، وبونيت -Bentler Bonnett normed fit index، أو يعرف أيضا اختصارا بدلتا رقم واحد Delta1. ويعتبر من المؤشرات التزايدية أو المقارنة، لأنه وعلى غرار مؤشرات المقارنة الأخرى، يحدد موقع نموذج البحث المفترض على متصل ينطلق من أحد طرفيه من النموذج الذي يفتقر تماما إلى المطابقة والذي يتمثل في النموذج المستقل أو نموذج العدم، إلى النموذج التام المطابقة الذي يتمثل في النموذج المشبع saturated(full or perfect model، وبالتالي يعكس مؤشر المطابقة المعياري (NFI) نسبة التحسن في جودة المطابقة التي أنجزها نموذج البحث المفترض بالمقارنة بالمطابقة الرديئة للنموذج المستقل. فإذا كان مؤشر المطابقة المعياري (NFI) يساوي على سبيل المثال 900. فمعنى ذلك أن نموذج البحث المفترض حسّن من مستوى المطابقة بنسبة مئوية 90% بالمقارنة بالنموذج المستقل. وبتعبير آخر، فإن موقع النموذج المفترض على المتصل الذي يتراوح من غياب المطابقة (النموذج المستقل) إلى المطابقة التامة (النموذج المشبع) يوجد بمنأى من النموذج المستقل ب90٪ وقريبا من النموذج المشبع ب10٪.

إن مؤشر المطابقة المعياري (NFI) يقدر مطابقة النموذج المفترض بمقارنة مطابقة النموذج المقترح أو المفترض بمطابقة النموذج القاعدي baseline model الذي يتجلى عادة في نموذج العدم أو النموذج المستقل Null/independence model. وسنسوق المعادلة التالية لتبيان منطق هذه المقارنة:

$$NFI = 1 - \left[\frac{min\ imuum\ Fit\ Function_{estimated\ model}}{min\ imuum\ Fit\ Function_{independence\ model}}\right]$$

لنلاحظ أنه عندما تكون دالة التوفيق التقليصية (التي تقدر الفرق بين مصفوفة التغاير للعينة ومصفوفة التغاير القائمة على نموذج البحث المقترح) لنموذج البحث المقترح ضئيلة ($min\ imuum\ Fit\ Function_{estimated\ model}$) فإنها تقترب من الصفر أو

تساوي صفرا إذا كانت بيانات النموذج المقترح متطابقة مع بيانات العيّنة (أي أن النموذج المقترح يتوفر على مطابقة تامة) فإن الكسر الذي يوجد بين قوسين سيساوي صفرا، وبالتالي فإن مؤشر المطابقة المعياري (NFI) يساوي الواحد الصحيح. أي أنه كلما اقتربت قيمة مؤشر المطابقة المعياري (NFI) من الواحد كلما ازدادت مطابقة النموذج المقترح ارتفاعا، وتكون هذه المطابقة تامة عندما يساوي المؤشر الواحد الصحيح. أما إذا كانت مطابقة النموذج المقترح سيئة بحيث لا تختلف عن درجة المطابقة السيئة للنموذج المستقل (النموذج الذي يحتوي فقط على تباين المؤشرات المقاس وحدها بدون وجود متغيرات كامنة ترتبط بها والذي يخلو تماما من العلاقات المفترضة بين المتغيرات والذي يمثل أسوأ "سيناريو" للمطابقة الرديئة)، فإن دالة المطابقة التقليصية للنموذج المقترح $min\ imuum\ Fit\ Function_{estimated\ model}$ تكون كبيرة ومساوية تقريبا الدالة التوفيقية التقليصية للنموذج المستقل $min\ imuum\ Fit\ Function_{independence\ model}$ ، ويترتب عن ذلك أن نتيجة الكسر داخل القوسين المتوسطين يساوي الواحد، وتصبح قيمة مؤشر المطابقة المعياري (NFI) ـ نتيجة ذلك ـ تساوي صفرا، مما يدل على أن مطابقة النموذج المقترح رديئة أو منعدمة.

ويمكن إعادة صياغة المعادلة السابقة بتوظيف مربع كاي لكل من نموذج البحث المفترض ($\chi^2_{estimated\ model}$) و والنموذج المستقل $\chi^2_{independence\ model}$ ، على النحو التالي:

$$NFI = 1 - \frac{\chi^2_{estimated\ model}}{\chi^2_{independence\ model}}$$

وقد تتخذ الشكل المرادف التالي:

$$NFI = \frac{\chi^2_{independence\ model} - \chi^2_{estimated\ model}}{\chi^2_{independence\ model}}$$

وتتراوح القيم الناتجة عن استعمال هذه المعادلة من الصفر إلى الواحد الصحيح. أما من حيث درجات القطع التي تفصل بين جودة المطابقة من انخفاضها،فيوصي بنتلر، وبونيت (Bentler& Bonnet, 1980) باستعمال درجة القطع 0.90 بحيث ينبغي أن تكون قيم مؤشر المطابقة المعياري (NFI) أكبر من هذه

القيمة للدلالة على توفر النموذج المختبر على جودة المطابقة. غير أن الدراسات التقويمية الحديثة توصى باستعمال درجة قطع أكثر صرامة من درجة القطع السابقة بحيث يجب أن تكون قيمة مؤشر المطابقة المعياري تساوي أو أكبر من 0,95 [NFI $\geq$ 0.95] للدلالة على توفر النموذج المفترض على جودة المطابقة (Hu &Bentler, 1999). وعموما، فإن قيمة مؤشر المطابقة المعياري (NFI) إذا كانت أكبر من 0,95 دلت على مطابقة جيدة، وإذا تراوحت قيمته من 0,90 إلى 0,95 دل على مطابقة مقبولة أو لا بأس بها، وإذا كانت أقل من 0,90 دلت على مطابقة منخفضة أو رديئة (Garson, 2009).

ويؤخذ على مؤشر المطابقة المعياري (NFI) افتقاره لدقة تقدير مطابقة النموذج المفترض عندما يكون حجم العينة صغيرا بحيث يقلص من حظوظ جودة مطابقة النموذج عندما يكون حجم العينة أقل من 200 فردا (Mulaik et al., 1989; Bentler, 1990).كما أن هذا المؤشر لا يراعي اقتصاد النموذج المفترض في عدد البرامترات التي يستعملها في التفسير. فإذا تكافأ نموذجان في مستوى المطابقة فيفضل عادة النموذج الذي يحقق هذه المطابقة بأقل بارامترات (النموذج الأبسط) من النموذج الذي يحقق ذات المطابقة بأقصى عدد من البارامترات (النموذج الأكثر تعقيدا)، لأن الأول حقق ذات الفعالية مقتصدا في عدد المتغيرات التي تحتاج إلى تقدير، أي محققا مبدأ الاقتصاد في المتغيرات أو البارامترات. غير أن مؤشر المطابقة المعياري (NFI) يفضل النموذج غير الاقتصادي (المعقد) عن النموذج الاقتصادي، بحيث تبدو مطابقة النموذج المعقد غير الاقتصادي أفضل من مطابقة النموذج غير المعقد الاقتصادي على الرغم من تكافئهما في مستوى المطابقة. فكلما ازدادت بارامترات النموذج، ارتفعت قيمة مؤشر المطابقة المعياري (NFI)، وبالتالي يبدوا النموذج ذا مطابقة جيدة. لكن إذا روعي مبدأ الاقتصاد في عدد البارامترات المستعملة في النموذج فقد لا يرقى هذا النموذج إلى مستوى مقبول من المطابقة.

ولقد تم تصحيح هذا القصور باستحداث مؤشر المطابقة غير المعياري (Bentler-Bonnet) Non-Normed Fit Index (NNFI)، وهي التسمية المستعملة في الحزمة الإحصائية المعروفة بليزرل Lisrel، والحزمة الإحصائية المعروفة بإيكيوز EQS،

ويعرف أيضا بمؤشر تاكر-لويس Tuker-Lewis Index (TLI) وهي التسمية التي اعتمدتها الحزمة الإحصائية المعروفة باسم آموس Amos (والحزم الثلاث ذات شهرة واستعمال واسعين). كما يعرف أيضا بمؤشر "رو" لتاكر، ولويس Tuker-Lewis rho index (RHO2).

إن مؤشر NNFI أو مؤشر(TLI) يؤخذان درجات الحرية بعين الاعتبار كما تدل على ذلك معادلة مؤشر NNFI التالية:

$$NNFI = \frac{\chi^2_{independence\ model} - \frac{df_{independence\ model}}{df_{estimated\ model}} \chi^2_{estimated\ model}}{\chi^2_{independence\ model} - df_{independence\ model}}$$

كما أن صيغة موشر TLI هي كالتالي:

$$TLI = \frac{\frac{\chi^2_{independence\ model}}{df_{independence\ model}} - \frac{\chi^2_{estimated\ model}}{df_{estimated\ model}}}{\frac{\chi^2_{independence\ model}}{df_{independence\ model}} - 1}$$

والسبب في توظيف درجات الحرية للنموذج المفترض أخذ تعقيد النموذج بعين الاعتبار بحيث يصحح درجة افتقار النموذج للاقتصاد في المتغيرات أو البارامترات وذلك عن طريق مراعاة درجات الحرية. ذلك أنه كلما ازداد النموذج المفترض تعقيدا انخفضت درجات حريته، وذلك لكثرة عدد البارامترات التي تحتاج إلى تقدير، وكلما قل تعقيد النموذج ارتفعت درجات حريته وذلك لقلة البرامترات التي تحتاج إلى تقدير. ولذلك أخذت درجات الحرية للنموذج المفترض بعين الاعتبار في المعادلة لكونها قرينة على مدى تعقيد أو بساطة النموذج. إن المؤشرين المترادفين: NNFI وTLI ينطويان في معادلتهما التي تأخذ بعين الاعتبار (عند مقارنتهما بين النموذج المفترض والنموذج المستقل) درجات الحرية لهما على عملية تصحيح نتيجة المطابقة بناء على مدى اقتصادها أو إفراطها في البارامترات المستعملة في النموذج المفترض.

أما بالنسبة لدرجة القطع، فعلى الرغم من أن درجة القطع 0,8 استعملت، لأن قيم المؤشرين NNFI وTLI تكون غالبا أقل من بعض مؤشرات المطابقة الأخرى (أقل من قيمة مؤشر GFI مثلا)، غير أن التوصية التي حازت على قبول واسع انبثقت من دراسة "هيو" و "بينتلر" (Hu &Bentler, 1999) التي تفيد بأن درجة القطع ينبغي أن تكون 0,95 (أي TLI/NNFI≥0.95). ومع ذلك ما زالت درجة القطع التي تفصل بين المطابقة المقبولة والمطابقة المنخفضة (والتي ما زات دراجة الاستعمال) هي 0,9. بحيث إذا كانت قيمة المؤشر تسوي أو أكبر من 0,9 تعتبر مطابقة النموذج معقولة، وإذا ساوات أو تعدت 0,95 تعتبر درجة مطابقة النموذج جيدة، وإذا انخفضت عن درجة القطع 0,90 فإن النموذج يعتير مفتقرا للمطابقة ويحتاج إلى إعادة بنائه أو تعديله.

ومع ذلك لوحظ أن استعمال المؤشرين NNFI وTLI يؤدي إلى تقدير مطابقة النموذج المقترح باعتباره منخفض المطابقة في حين أن مؤشرات المطابقة الأخرى تشير إلى أن النموذج جيد المطابقة وذلك في حالة استعمال عينات صغيرة (Bentler, 1990; Kline, 2005; Tabachnick&Fidell, 2007). كما توجد صعوبة أخرى ارتبطت باستعمال هذين المؤشرين وتتجلى في أن حدهما الأقصى لا ينتهي عند الواحد الصحيح بل يتعداه أحيانا، مما يصعب من عملية التأويل (Byrne, 1998).

مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit index (CFI)

مؤشر المطابقة المقارن the Comparative Fit index (CFI)، ويعرف أيضا باسم مؤشر المطابقة المقارن لبنتلر the Bentler Comparative Fit index. ويقوم منطقه على مقارنة مطابقة نموذج البحث المفترض بمطابقة النموذج الصفري أو المستقل الذي يفترض أن متغيراته (المؤشرات أو المؤشرات المقاسة والعوامل أو المتغيرات الكامنة مستقلة فيما أو غير مرتبطة. أي يدرس مدى تطابق (اقترابه أو ابتعاده) بيانات النموذج المفترضة التي هي بشكل مصفوفة التباين والتغاير ببيانات العينة التي تتخذ أيضا شكل مصفوفة التباين والتغاير، كما يدرس في ذات الوقت مدى التطابق بين البيانات المشتقة من النموذج الصفري أو المستقل (مصفوفة التغاير والتباين للنموذج المستقل) وبيانات العينة، أي مصفوفة التباين والتغاير للعينة. ثم

يقارن بين مدى مطابقة نموذج البحث المفترض بمطابقة النموذج المستقل لبيانات العينة، وذلك لقياس نسبة مدى الافتقار لجودة المطابقة كلما اقترب من النموذج المستقل. وينبغي أن تكون جودة مطابقته أفضل من جودة مطابقة النموذج المستقل باعتباره النموذج الضعيف في تحديد العلاقات بين المتغيرات ما دام لا ينطوي أصلا على علاقات بين المتغيرات، إذا يفترض أنها كلها علاقات معدومة.

ويقوم هذا المؤشر على التوزيع اللامركزي central χ^2 -distribution الذي يختلف عن توزيع مربع كاي الذي يفترض وجود مطابقة تامة في حين أن التوزيع اللامركزي non-central χ^2 -distribution فيقوم على بيانات الافتقار للمطابقة أو المطابقة التقريبية وليست التامة، باعتبار أن النماذج المفترضة هي بناءات نظرية تقريبية وليست صحيحة صحة تامة، وبالتالي فالمؤشرات القائمة على التوزيع غير المركزي لمربع كاي أكثر واقعية من التوزيع المركزي لمربع كاي حيث أن هذا الأخير يقوم على مسلمة قدرة النموذج المفترض على المطابقة التامة وليست النسبية.

ولما كان هذا المؤشر يقوم على التوزيع غير المركزي الذي يقيس مدى افتقار النموذج للمطابقة، ولذلك تقوم معادلته على البارامتر اللامركزي الذي يرمز له عادة بدلتا δ الذي سبق التطرق إليه عند شرح البارامتر اللامركزي (NCP).

$$CFI = 1 - \frac{\delta_{estimated\ model}}{\delta_{independence\ model}}$$

ويدل الكسر على نسبة "دلتا" لنموذج البحث المفترض إلى "دلتا" للنموذج المستقل الخالي من العلاقات بين متغيراته. أي نسبة وحدات مدى افتقار النموذج المفترض للمطابقة إلى وحدات مدى افتقار النموذج المستقل للمطابقة. وبالتالي فكلما انخفضت قيمة البارامتر اللامركزي: "دلتا" للنموذج المفترض بالنسبة لقيمة البارامتر اللامركزي للنموذج المستقل، كلما ارتفعت قيمة مؤشر المطابقة المقارن CFI، وبالتالي يتحسن مستوى جودة المطابقة للنموذج المفترض. ويمكن تقدير البارامتر اللامركزي دلتا للنموذج المفترض والنموذج المستقل بتوظيف قيمة مربع كاي ودرجات الحرية لهما كما يلي:

$$\delta_{estimated\ model} = \chi^2_{estimated\ model} - df_{estimated\ model}$$

$$\delta_{independence\ model} = \chi^2_{independence\ model} - df_{independence\ model}$$

إن مؤشر المطابقة المقارن CFI ـ شأنه شأن مؤشرات المطابقة التزايدية incremental fit indices أو مؤشرات المطابقة المقارنة comparative fit indices ـ يقدر مدى التحسن النسبي في جودة مطابقة نموذج البحث المفترض مقارنة بالنموذج القاعدي أو المرجعي baseline model الذي يتمثل عادة في النموذج المستقل independence model أو نموذج العدم null model، الذي يعتبر أسوء نموذج من حيث جودة المطابقة لخلوه من العلاقات بين متغيراته، وقيامه على مسلمة غياب العلاقات بين المتغيرات المقاسة على مستوى المجتمع. ولما كان النموذج المستقل أو نموذج العدم يقوم على افتراض استقلال المتغيرات، وغياب أية علاقة فيما بينها، فإن قيمة مربع كاي لهذا النموذج $\chi^2_{independence\ model}$ تكون مرتفعة جدا مقارنة بقيمة مربع كاي لنموذج البحث المفترض $\chi^2_{estimated\ model}$، إذ كلما كانت قيمة مربع كاي لنموذج البحث أصغر من قيمة مربع كاي للنموذج المستقل الرديء المطابقة، كلما دل ذلك على حيازة النموذج المفترض على تحسن في جودة المطابقة مقارنة بالنموذج المستقل الرديء المطابقة.

إن مؤشر المطابقة المقارن CFI، يعتبر مؤشرا منقحا لمؤشر المطابقة المعياري nomed fit index (NFI)، لأن هذا الأخير يتأثر بحجم العينة، ويقلّص من حظوظ جودة مطابقة النموذج عندما يكون حجم العينة صغيرا، أي يكون حجمها أقل من 200 فردا (Mulaik et al., 1989; Bentler, 1990)، في حين أن مؤشر المطابقة المقارن CFI يحافظ على دقته في تقدير مطابقة النموذج سواء أكانت العينات كبيرة أم صغيرة.

إن قيمة مؤشر المطابقة المقارن CFI تتراوح من الصفر إلى الواحد الصحيح، بحيث أن القيمة القريبة من الواحد تدل على أن مطابقة النموذج جيدة. غير أن درجة القطع أو القيمة التي تفصل بين وجود مطابقة من عدمها حددت في السابق بالقيمة 900.، بحيث أن مؤشر المطابقة المقارن CFI إذا كان يساوي أو أعلى من0.90 دل ذلك

على أن النموذج يتوفر على مطابقة، أما إذا كانت قيمته دون ذلك (دوّن 900.) فمطابقة النموذج تعتبر رديئة. غير أن الدراسات الحديثة أظهرت ضرورة الرفع من درجة القطع (أن تكون أعلى من 900.) لتلافي الوقوع في الخطأ من النوع الثاني في اختبار الفرضية الصفرية، أي اعتبار الفرضية صحيحة وهي في الحقيقة خاطئة. وبتعبير آخر قبول نموذج البحث باعتباره صحيحا (مطابقة كافية) على الرغم من عدم كفاية أو انخفاض مطابقته. ودرجة القطع التي أصبحت الدراسات تميل إلى تبنيها هي 950. أو أعلى منها ($CFI \geq 0.95$)(Hu &Bentler, 1999). أي يجب أن يكون مؤشرCFI مساويا أو أعلى من 950. لكي تقبل مطابقة النموذج، أي يعتبر النموذج حائزا على جودة المطابقة.

المراجع

- عزت عبد الحميد محمد حسن (2000) الإحصاء المتقدم للعلوم النفسية والتربوية والاجتماعية. مصر: دار زاهد القدسي للطباعة والنشر.

- Aigner, D.J., Hsiao, C., Kapteyn, A., & Wansbeek, T. (1984). Latent variable models in econometrics. In Z. Griliches & M.D. Intriligator (Eds.), Handbook of Econometrics (Vol. 2, pp. 1321-1393). Amsterdam: North-Holland.
- Akaike, H. (1974), A New Look at the Statistical Model Identification, IEE Transactions on Automatic Control, 19 (6), 716-23.
- Allison, P.D. (1987) Estimation of linear models with incomplete data. In C.C. Clogg [Ed.] Sociological Methodology (pp. 71-103). San Francisco: Jossey-Bass,
- Alwin, D. F., & Hauser, R. M. (1975). The decomposition of effects in path analysis. American Sociological Review, 40, 37-47.
- American Psychological Association (2002). Publication manual of the American Psychological Association. Washington, DC: APA. Includes guidelines for writing up SEM analyses.
- Anderson, J. C.,& Gerbing, D.W. (1984). The effect of sampling error on convergence, improper solutions, and goodness of fit indices for maximum likelihood confirmatory factor analysis. Psychometrika, 49, 155–173.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural Equation modeling in practice : A review and recommended two-step approach. Psychological Bulletin, 103(3), 411-423.
- Anderson, R. D. (1996). An evaluation of the Satorra-Bentler distributional misspecification correction applied to McDonald fit index. Structural Equation Modeling, 3, 203–227.
- Anderson, R. D. & Burnham, Kenneth P. (2002). Avoiding pitfalls when using information-theoretic methods. Journal of Wildlife Management 66(3): 912-918.
- Arbuckle, J.L. (1996) Full information estimation in the presence of incomplete data. In G.A. Marcoulides and R.E. Schumacker [Eds.] Advanced structural equation modeling: Issues and Techniques. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

- Arbuckle, J. L. (2003). AMOS 5.0 update to the AMOS user's guide. Chicago, IL: SmallWaters Corp.
- Arbuckle, James L. (2006). Amos 7.0 User's Guide. Chicago, IL: SPSS Inc.
- Arbuckle, J. L., & Wothke, W. (1995-99). AMOS 4.0 user's guide. Chicago, IL: SmallWaters Corp.
- Arminger, G.; Clogg, C. C.; & Sobel, M. E., eds. (1995). Handbook of statistical modeling for the social and behavioral sciences. NY: Plenum Press.
- Austin, J.T., & Wolfle, D. (1991). Theoretical and technical contributions to structural equation modeling: An updated annotated biliography. Structural Equation Modeling, 3, 105-175.
- Bagozzi, R.P., Yi, Y., and Phillips, L.W. (1991), Assessing Construct Validity in Organizational Research, Adminstrative Science Quarterly, 36 (3), 421-58.
- Barrett, P. (2007), Structural Equation Modelling: Adjudging Model Fit, Personality and Individual Differences, 42 (5), 815-24.
- Barrett, P. T., & Kline, P. (1981). The observation to variable ratio in factor analysis. Personality Study and Group Behavior, 1, 23-33.
- Bartholomew, D J, and Knott, M (1999) Latent Variable Models and Factor Analysis Kendall's Library of Statistics, vol. 7. Arnold publishers,
- Bentler, P.M. (1980). Mutivariate analysis with latent variables: Causal modeling. Annual Review of Psychology, 31, 11-21.
- Bentler, P.M. (1986). Structural equation modeling and Psychometrika: An historical perspective on growth and achievements. Psychometrika, 31, 35-51.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. Psychological Bulletin, 107, 238-246.
- Bentler, P.M. (1992). EQS structural equations program manual. Los Angles: BMDP Statistical Software
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. Psychological Bulletin, 88, 588–606.
- Bentler, P. M., & Chou, C. (1987). Practical issues in structural modeling. Sociological Methods and Research, 16, 78-117.
- Bentler, P.M., & Chou, C.-P. (1988). Practical issues in structural modeling. In J.S. Long (Ed.), Common problems/proper solutions (pp. 161-192). Beverly Hills, CA: Sage.
- Bentler, P. M., & Dijkstra, T. K. (1985). Efficient estimation via linearization in structural models. In P. R. Krishnaiah (Ed.), Multivariate analysis VI (pp. 9–42). Amsterdam: North-Holland.

- Bentler, P. M., & Yuan, K.-H. (1999). Structural equation modeling with small samples: Test statistics. Multivariate Behavioral Research, 34, 181–197.
- Biddle, B.J., & Marlin, M.M. (1987). Causality, confirmation, credulity, and structural equation modeling. Child Development, 58, 4-17
- Bielby, W.T., & Hauser, R.M. (1977). Structural equation models. Annual Review of Sociology, 3, 137-161.
- Bollen, K. A. (1986). Sample size and Bentler and Bonett's nonnormed fit index. Psychometrika, 51, 375–377.
- Bollen, K.A. (1987). Total, direct, and indirect effects in structural equation models. In C.C. Clogg (Ed.), Sociological methodology 1987 (pp. 37-69). Washington, D.C.: American Sociological Association
- Bollen, K.A. (1989a). A new incremental fit index for general structural model. Sociological Methods and Research, 17, 303-3.
- Bollen, K.A. (1989b). Structural equations with latent variables. New York: John Wiley & Sons.
- Bollen, K.A. (1990) Overall fit in covariance structure models: Two types of sample size effects. Psychological Bulletin, 107, 256-259.
- Bollen, K., & Lennox, R. (1991). Conventional Wisdom on Measurement: A structural equation perspective. Psychological Bulletin, 110(2), 305-314.
- Bollen, K.A. & Long, J.S. (Eds.). (1993). Testing Structural Equation Models. Newbury Park CA: Sage
- Bollen, K. A., & Stine, R. (1993). Bootstrapping goodness of fit measures in structural equation models. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), Testing structural equation models (pp. 111–135). Newbury Park, CA: Sage.
- Boomsma, A. (1982). The robustness of LISREL against small sample size in factor analysis models. In K. G. Jöreskog & H. Wold (Eds.), Systems under indirect observation, Part 1 (pp. 149-173). Amsterdam: North-Holland.
- Boomsma, A. (2000). Reporting analysis of covariance structures. Structural Equation Modeling, 7. 461-483.
- Breckler, S. J. (1990). Applications of covariance structure modeling in psychology: Cause for Concern? Psychological Bulletin, 107, 260-273.
- Browne, M.W. (1984). Asymptotic distribution-free methods for the analysis of covariance structures. British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 37, 62–83.
- Browne, M.W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), Testing structural equation models (pp. 136–162). Newbury Park, CA: Sage.

- Browne, M.W.,& Shapiro, A. (1988). Robustness of normal theory methods in the analysis of linear latent variate models. British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 41, 193–208.
- Brown, T. A. (2006) Confirmatory Factor Analysis for Applied Research. New York: The Guilford Press.
- Burnham, K, P. & Anderson, D. R. (1998). Model selection and inference: A practical information-theoretic approach. New York: Springer-Verlag.
- Byrne, B.M. (1989). A primer of LISREL: Basic applications and programming for confirmatory factor analysis models. New York: Springer-Verlag.
- Byrne, B.M. (1998). Structural Equation Modeling with LISREL, PRELIS and SIMPLIS : Basic Concepts, Applications, and Programming. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Byrne, B. M. (2001). Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Byrne, B. M. (2005). Factor Analysis Models: viewing the structure of an assessment instrument from three perspectives. Journal of Personality Assessment, 85(1), 17-32.
- Byrne, B.M. (2006). Structural Equation Modeling with EQS : Basic Concepts, Applications, and Programming (2nd Edition). New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Campbell, T.C., Gillaspy, J.A., & Thompson, B. (1995, January). The factor structure of the Bem Sex-Role Inventory (BSRI): A confirmatory factor analysis. Paper presented at the annual meeting of the Southwest Educational research Association, Dallas. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 380 491)
- Carmines, Edward G. and John P. McIver (1981). Analyzing models with unobserved variables: Analysis of covariance structures. Pp. 65-115 in George W. Bohmstedt and Edward F. Borgatta, eds.,Social Measurement. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. Multivariate Behavioral Research, 1, 245-276.
- Chan, D. (1998). The conceptualization and analysis of change over time: An integrative approach incorporating longitudinal mean and covariance structures analysis (LMACS) and multiple indicator latent growth modeling (MLGM). Organizational Research Methods, 1,421-483.
- Cheung G.W., Rensvold; R.B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. Structural Equation Modeling. 9,233–255.

- Chou, C.-P., Bentler, P. M., & Satorra, A. (1991). Scaled test statistics and robust standard errors for nonnormal data in covariance structure analysis: A Monte Carlo study. British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 44, 347–357.
- Cliff, N. (1983). Some cautions concerning the application of causal modeling methods. Multivariate Behavioral Research, 18, 81-105.
- Cohen, Cohen, Teresi, Marchi, and Velez (1990). Problems in the measurement of latent variables in structural equations casual models. Applied Psychological Measurement, vol 14,(2), 183-196.
- Collins, L.M., & Horn, J.L. (1991). Best Methods for the Analysis of Change . Washington, D.C: American Psychological Association.
- Comrey,A. L., & Lee, H. B. (1992). A first course in factor analysis. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Costello, A.B., Osborne; J.W. (2005). Best Practices in Exploratory Factor Analysis: Four Recommendations for Getting the Most From Your Analysis . Practical Assessment, Research & Evaluation. 10(7), http://pareonline.net/getvn.asp?v=10&n=7
- Crowley, S.L. & Fan, X. (1997), Structural Equation Modeling: Basic Concepts and Applications in Personality Assessment Research, Journal of Personality Assessment, 68 (3), 508-31.
- Cudek, R. (1989). Analysis of correlation matrices using covariance structure models. Psychological Bulletin, 2, 317-327.
- Curran, P. J., Bollen, K. A., Paxton, P., Kirby, J., & Chen, F. (2002). The noncentral chi-square distribution in misspecified structural equation models: Finite sample results from a Monte Carlo simulation. Multivariate Behavioral Research, 37, 1–36.
- Curran, P.J., Stice, E., & Chassin, L. (1997). The relation between adolescent alcohol use and peer alcohol use: A longitudinal random coefficients model. Journal of Consulting and Clinical Psychology,65, 130-140.
- Daniel, L..G. (1989, November). Comparisons of exploratory and confirmatory factor analysis.. Paper presented at the annual meeting of the Southwest Educational Research Association, Little Rock. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 314 447)
- DeShon, R.P. (1998). A cautionary note on measurement error corrections in structural equation models. Psychological Methods, 3, 412-423.
- Diamantopoulos, A.(1994), 'Modeling with LISREL: A guide for the uninitiated', Journal of Marketing Management, 10, 105-136.
- Diamantopoulos, A. & Siguaw, J. (2000). Introducing LISREL. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.

- Duncan, O.D. (1966). Path analysis: Sociological examples. American Journal of Sociology, 72, 219-316.
- Duncan, O.D. (1975). Introduction to structural equation models. New York: Academic Press.
- Duncan, T. E. & Duncan, S. C. (1994) Modeling developmental processes using latent growth structural equation methodology. Applied Psychological Measurement, 18(4), 343-354.
- Duncan, S.C., & Duncan, T.E. (1996). A multivariate growth curve analysis of adolescent substance use. Structural Equation Modeling, 3, 323-347.
- Duncan, T.E., Duncan, S.C., Strycker, L.A., Li, F., & Alpert, A. (1999). An introduction to latent variable growth curve modeling: Concepts, issues, and applications. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Enders, C.K. (2001). A primer on maximum likelihood algorithms available for use with missing data. Structural Equation Modeling, 8, 128-141.
- Enders, C.K. (2001). The impact of nonnormality on full information maximum-likelihood estimation for structural equation models with missing data. Psychological Methods, 6, 352-370.
- Enders, C. K., Peugh, J.L. (2004). Using an EM covariance matrix to estimate structural equation models with missing data: Choosing an adjusted sample size to improve the accuracy of inferences. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 11, 1-19.
- Enders, C. K. (2005). A SAS macro for implementing the modified Bollen-Stine bootstrap for missing data: Implementing the bootstrap using existing structural equation modeling software. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 12(4), 620-641.
- Enders, C. K. (2006). Analyzing structural equation models with missing data. In G.R. Hancock & R.O. Mueller (Eds.), Structural equation modeling: A second course. Greenwich, CT: .Information Age.
- Fan, X., Thompson, B., & Wang, L. (1999). Effects of sample size, estimation methods, and model specification on structural equation modeling fit indexes. Structural Equation Modeling, 6, 56-83.
- Fabrigar, L.R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C.,& Sttrahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. Psychological Methods. 4(3),272–299.
- Feild, A. (2000). Discovering statistics using SPSS. London: sage publications.
- Feild, A. (2005). Discovering statistics using SPSS(2nd Ed.). London: sage publications.

- Feild, A. (2009). Discovering statistics using SPSS(3rd Ed.).. London: sage publications.
- Finch, J. F., West, S. G., & MacKinnon, D. P. (1997). Effects of sample size and nonnormality on the estimation of mediated effects in latent variable models. Structural Equation Modeling, 4(2), 87-107.
- Freedman, D.A. (1987). As others see us: A case study in path analysis. Journal of Educational Statistics, 12, 101-128.
- Garson, D. (2009)Structural Equation Modelling: Statnotes,from North Carolina State University, Last updated: 8/10/2009. http://faculty.chass.ncsu.edu/PA765/structur.htm
- Gerbing, D.W. & Anderson, J.C. (1984), On the Meaning of Within-Factor Correlated Measurement Errors, Journal of Consumer Research, 11 (June), 572-80.
- Gerbing, D.W., & Anderson, J.C. (1993). Monte Carlo evaluations of goodness-of-fit indices for structural equation models. In K.A. Bollen, & J.S. Long (eds.), Testing structural equation models. Newbury Park, CA: Sage.
- Gillaspy, J.A. (1996, January). A primer on confirmatory factor analysis. Paper presented at the annual meeting of the Southwest Educational Research Association, New Orleans. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 395 040)
- Glaser, D. (2002). Structural Equation Modeling Texts: A primer for the beginner. Journal of Clinical Child Psychology, 31(4), 573-578.
- Gorsuch, R. L. (1983). Factor Analysis (2nd ed.). Hillslade, NJ.: Lawrence Erlbaum.
- Graham, J. M. (2006). Congeneric and (essentially) tau-equivalent.estimates of score reliability: What they are and how to use them: Educational and Psychological Measurement 66; 930-944.
- Graham, J. W. (2003). Adding missing-data relevant variables to FIML-based structural equation models. Structural Equation Modeling, 10, 80-100.
- Graham, J. W., Hofer, S.M., Donaldson, S.I., MacKinnon, D.P., & Schafer, J.L. (1997). Analysis with missing data in prevention research. In K. Bryant, M. Windle, & S. West (Eds.), The science of prevention: methodological advances from alcohol and substance abuse research. (pp. 325-366). Washington, D.C.: American Psychological Association.
- Graham, J. W., Hofer, S. M., & MacKinnon, D. P. (1996). Maximizing the usefulness of data obtained with planned missing value patterns: An application of maximum likelihood procedures. Multivariate Behavioral Research, 31, 197-218.

- Guadagnoli, E., & Velicer, W. F. (1988). Relation of sample size to the stability of component patterns. Psychological Bulletin, 103(2),265-275.
- Guattman, L. (1953). Image theory for the structure of quantitative variables. Psychometrika, 18, 277-296.
- Hair, J. F., Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L. & Black, W. C. (1995). Multivariate Data Analysis with readings(Fourth Edition). New Jersey: Prentice Hall.
- Hair, J. F., Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L. & Black, W. C. (1998). Multivariate Data Analysis with readings(Fifth Edition). Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Hancock, G. R. (2006). Power analysis in covariance structure models. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), Structural Equation Modeling: A Second Course. Greenwood, CT: Information Age Publishing, Inc.
- Hancock, G.R., Kuo, W.-L., & Lawrence, F.R. (2001). An illustration of second-order latent growth models. Structural Equation Modeling, 8, 470-489.
- Hancock, G. R., & Lawrence, F. R. (2006). Using latent growth models to evaluate longitudinal change. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), Structural Equation Modeling: A Second Course. Greenwood, CT: Information Age Publishing, Inc.
- Hatcher, L. (1994). A step-by-step approach to using the SAS system for factor analysis and atructural equation modeling. Cary, NC: SAS Institute. Focuses on CALIS under SAS. Chapter 6 covers SEM.
- Hayduk, L.A. (1987). Structural equation modeling with LISREL: Essentials and advances. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Hayduk, L., Cummings, G.G., Boadu, K., Pazderka-Robinson, H., and Boulianne, S. (2007), Testing! Testing! One, Two Three – Testing the theory in structural equation models!, Personality and Individual Differences, 42 (2), 841-50.
- Hayton, J. C., Allen, D. G. & Scrpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis. A tutorial on parallel analysis. Organizational Research Methods, 7, 191-205.
- hen, F., K. A. Bollen, P. Paxton, P. Curran, and J. Kirby (2001). Improper solutions in structural equation models: Causes, consequences, and strategies. Sociological Methods and Research 29: 468-508. Covers causes and handlin of negative error variances.
- Hershberger, S. L. (1994). The specification of equivalent models before the collection of data. Pp. 68-105 in A. von Eye and C. C. clogg, eds., Latent variables analysis. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.

- Hocking, R.R. (1984), The Analysis of Linear Models. Monterey, CA: Brooks-Cole Publishing Co.
- Hoelter, J. W. (1983). The analysis of covariance structures: Goodness-of-fit indices. Sociological Methods & Research, 11, 325–344.
- Holland, P. W. (1988). Causal inference, path analysis, and recursive structural equations models. Sociological Methodology, 18, 449-493.
- Hooper,D., Coughlan, J. & Mullen, M. R.(2008) Structural Equation modeling: Guidelines for determining model fit. The Electronic Journal of Business Research Methods. 6(issue 1), 53-60.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. Psychometrika, 30, 179-185.
- Hoshino, T. (2001). Bayesian inference for finite mixtures in confirmatory factor analysis. Behaviormetrika 28:1, 37–63.
- Hoyle, R. H. (Ed.). (1995). Structural Equation Modeling: Concepts, Issues and Applications. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Hoyle, R H & Panter, A. T. (1995) Writing about structural equation models. In R. H. Hoyle (ed) Structural Equation Modeling: Concepts, Issues, and Applications. SAGE,
- Hu, L.-T., & Bentler, P. (1995). Evaluating model fit. In R. H. Hoyle (Ed.), Structural Equation Modeling. Concepts, Issues, and Applications (pp. 76-99). London: Sage.
- Hu, L.-T., & Bentler, P. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: sensitivity to under parameterized model misspecificaton. Psychological Methods, 3, 424-453.
- Hu, L.-T., & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. Structural Equation Modeling, 6, 1-55.
- Hu, L., Bentler, P. M., & Kano, Y. (1992). Can test statistics in covariance structure analysis be trusted? Psychological Bulletin, 112, 351–362.
- Huba, G. J., & Harlow, L. L. (1987). Robust structural equation models: Implications for developmental psychology. Child Development, 58, 147–66.
- Jaccard, J. & Choi K. W. (1996). LISREL approaches to interaction effects in multiple regression. Thousand Oaks, CA: Sage Publications. In spite of the title, this monograph deals directly with SEM using LISREL.
- Jackson, D. L. (2001). Sample size and number of parameter estimates in maximum likelihood confirmatory factor analysis: A Monte Carlo investigation. Structural Equation Modeling, 8(2), 205-223.
- Jonsson, F. (1998). Modeling interaction and non-linear effects: A step-by-step LISREL example. Pp. 17-42 in R. E. Schumacker & G. A.

Marcoulides, eds., Interaction and nonlinear effects in structural equation modeling. Mahwahm ?NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

- Joreskog, K.G. (1969). A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. Psychometrica, 34, 183-202.
- Jöreskog, K. G. (1973). "A general method for estimating a linear structural equation system," in Arthur S. Goldberger and Otis Dudley Duncan, eds., Structural equation models in the social sciences.New York: Seminar Press/Harcourt Brace, 1973.
- Joreskog, K.G. (1977). Factor analysis by least-squares and maximum likelihood for digital computers. In K. Enslein, A. Ralston, & H. S. Wilf (eds) Statistical methods for digital computers. New York: John Wiley.
- Jöreskog, K. and Long, J.S. (1993), "Introduction," in Testing Structural Equation Models, Kenneth A. Bollen and J. Scott Long, Eds. Newbury Park, CA: Sage.
- Joreskog, K.G., & Sorbom, D. (1986). LISREL VI: Analysis of linear structural relationships by maximum likelihood, instrumental variables, and least squares methods (4th ed.). Uppsula, Sweden: University of Uppsula Department of Statistics.
- Jöreskog, K. G. & Sörbom, D. (1988). PRELIS. A program for multivariate data screening and data summarization. User's Guide (2nd Ed.). Chicago: Scientific Software International.
- Joreskog, K.G., & Sorbom, D. (1989). LISREL 7: A guide to the program and applications (2nd ed.). Chicago: SPSS.
- Jöreskog, K. and Sörbom, D. (1993), LISREL 8: Structural Equation Modeling with the SIMPLIS Command Language. Chicago, IL: Scientific Software International Inc.
- Jöreskog, K. G. & Sörbom, D. (1996a). LISREL 8: Structural Equation Modeling with the SIMPLIS Command Language. Chicago: Scientific Software Internaltional, Inc.
- Jöreskog, K. G. & Sörbom, D. (1996b). LISREL 8: User's reference guide. Chicago: Scientific Software Internaltional, Inc.
- Jöreskog, K. G. & Sörbom, D. (1997). LISREL 8: A guide to the program and applications. Chicago, IL: PASW/SPSS Inc.
- Jöreskog, K. G., Sörbom, Dag, Stephen Du Toit, and Mathilda du Toit.(2001). LISREL 8: New Statistical Features. Lincolnwood, Ill.: Scientific Software International.
- Joreskog, K. and F. Yang (1996). Non-linear structural equation models: The Kenny-Judd model with interaction effects. Pp. 57-88 in G. Marcoulides and R. Schumacker, eds., Advanced structural equation modeling: Concepts, issues, and applications. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.

- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. Psychometrika, 39, 32-36.
- Kano, Y. (1992). Robust statistics for test-of-independence and related structural models. Statistics & Probability Letters, 15, 21–26.
- Kaplan, D. (1995). Statistical power in structural equation modeling. In R. Hoyle (Ed). Structural Equation Modeling: Concepts, Issues, and Applications. pp. 100-117. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Kaplan, D (2000) Structural Equation Modeling: Foundations and Extensions. SAGE, Advanced Quantitative Techniques in the Social Sciences series, vol. 10.
- Kaplan, D., & Wenger, R. N. (1993). Asymptotic independence and separability in covariance structure models: Implications for specification error, power, and model modification. Multivariate Behavioral Research, 28, 483-498.
- Kelloway, E. K. (1998) Using LISREL for Structural Equation Modeling. A researcher's Guide. Thousand Oaks: Sage Publication.
- Kelm, L. (2000a). Structural equation modeling. In L. G. Grimm & P. R. Yarnold (Eds.) Reading and understanding more multivariate statistics (pp.227-260). Washington, DC: American Psychological Association.
- Kelm, L. (2000). Path Analysis. In L. G. Grimm & P. R. Yarnold (Eds.) Reading and understanding multivariate statistics (pp. 65-97). Washington, DC: American Psychological Association.
- Kenny, D. A. & Judd, C. M. (1984). Estimating the non-linear and interactive effects of latent variables. Psychological Bulletin 96, 201-210.
- Kenny, D.A. & Kashy, D.A. (1992). The analysis of the multitrait-multimethod matrix by confirmatory factor analysis. Psychological Bulletin, 112, 165-172.
- Kenny, D.A. & McCoach, D.B. (2003), Effect of the Number of Variables on Measures of Fit in Structural Equation Modeling, Structural Equation Modeling, 10 (3), 333-51.
- Kim, K. (2003). The relationship among fit indices, power, and sample size in structural equation modeling. Unpublished doctoral dissertation, UCLA.
- Kline, R. B. (1998). Principles and practice of structural equation modeling. NJ: Guilford Press
- Kline, R. B. (2005). Principles and practice of structural equation modeling (Second Edition). New York: Guilford Press.
- Kline, R. B. (2011). Principles and practice of structural equation modeling (Third Edition). New York: Guilford Press.

- La Du, T. J., & Tanaka, J. S. (1989). The influence of sample size, estimation method, and model specification on goodness-of-fit assessments in structural equation models. Journal of Applied Psychology, 74, 625–636.
- La Du, T. J., & Tanaka, J. S. (1995). Incremental fit index changes for nested structural equation models. Multivariate Behavior Research, 30, 289–316.
- Lance, C. E., Butts, M. M., & Michels, L. C. (2006). The sources of four common reported cutoff criteria: What did they really say? Organizational Research methods, 9(2), 202-220.
- Lawrence, F. R., & Hancock, G. R. (1998). Assessing change over time using latent growth modeling. Measurement and Evaluation in Counseling and Development, 30, 211-224.
- Lawrence, F. R., & Hancock, G. R. (1998). Methods, plainly speaking. Assessing change over time using latent growth modeling. Measurement and Evaluation in Counseling and Development, 30, 211-224.
- Lee, S. Y. (2007). Structural equation modeling: A Bayesian approach. Chichester, UK: John Wiley & Sons.
- Lee, S. & Hershberger S. (1990). A simple rule for generating equivalent models in covariance structure modeling. Multivariate Behavioral Research, 25: 313-334.
- Little, R. J. A., & Rubin, d.B. (1989). The analysis of social science data with missing values, Sociological Methods and Research, 18, 292-326.
- Little, R. J. A. & Rubin, D (1987). Statistical analysis with missing data. Wiley.
- Little, T.D., Schnabel, K.U. & Baumert, J. [Eds.] (2000) Modeling longitudinal and multilevel data: Practical issues, applied approaches, and specific examples. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates
- Loehlin, J. C. (1998). Latent Variable Models: An Introduction to Factor, Path, and Structural Equation Analysis.(3rd ed.). Mahwah, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates.
- Loehlin, J. C. (2004). Latent Variable Models: An Introduction to Factor, Path, and Structural Equation Analysis.(4rd ed.). Mahwah, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates.
- Long, J. S. (1997). Regression models for categorical and limied dependent variables. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Maassen, G. H., & Bakker, A. B. (2001). Suppressor variables in path models: Definitions and interpretations. Sociological Methods and Research, 30, 241-270.

- MacCallum, R. (1986). Specification searches in covariance structure modeling. Psychological Bulletin, 100, 107-120.
- MacCallum, R. C., Browne, M. W., & Cai, L. (2006). Testing differences between nested covariance structure models: Power analysis and null hypotheses. Psychological Methods, 11, 19-35.
- MacCallum, R. C., Browne, M. W., & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. Psychological Methods, 1, 130–149.
- MacCallum, R. C., & Hong, S. (1997). Power analysis in covariance structure modeling using GFI and AGFI. Multivariate Behavioral Research, 32, 193–210.
- MacCallum, R. C., Roznowski, M., & Necowitz, L. B. (1992). Model modifications in covariance structure analysis: The problem of capitalization on chance. Psychological Bulletin. 111, 490-504
- MacCallum, R. C., Wegener, D. T., Uchino, B. N., & Fabrigar, L. R.(1993). The problem of equivalent models in applications of covariance structure analysis. Psychological Bulletin, 114, 185-199.
- MacCallum, R.C., Widaman, K.F., Zhang, S., & Hong, S. (1999). ``Sample Size in Factor Analysis." Psychological Methods 4:84-99
- Marcoulides, G & Schumacker, R. (1996). Advanced Structural Equation Modeling: Issues and Techniques. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Publishers.
- Marcoulides, G & Schumacker, R. (2001). New Developments and Techniques in Structural Equation Modeling. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Publishers.
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. Biometrika, 57, 519–530.
- Marsh, H. W. (1989). Confirmatory factor analysis of multitrait-multimethod data: Many problems and a few solutions. Applied Psychological Measurement, 13, 335-361.
- Marsh, H. W. (1993). Multitrait-multimethod analyses: Inferring each trait/method combination with multiple indicators. Applied Measurement in Education, 6, 49-81.
- Marsh, H.W. (1998). Pairwise deletion for missing data in structural equation models with missing data: Nonpositive definite matrices, parameter estimates, goodness of fit, and adjusted sample sizes. Structural Equation Modeling, 5, 22-36.
- Marsh, H. W., & Bailey, M. (1991). Confirmatory factor analysis of multitrait-multimethod data: A comparison of alternative models. Applied Psychological Measurement, 15, 47-70.
- Marsh, H. W., Balla, J. R., & Hau, K. T. (1996). An evaluation of incremental fit indexes: A clarification of mathematical and empirical

properties. Pp. 315-353 in G. A. Marcoulides & R. E. Schumacker, eds, Advanced structural equation modeling techniques. Mahwah , NJ : Lawrence Erlbaum.

- Marsh, H. W., Balla, J. R., & McDonald, R. P. (1988). Goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: The effect of sample size. Psychological Bulletin, 103, 391–410.
- Marsh, H. W., Byrne, B. M., & Craven, R. (1992). Overcoming problems in confirmatory factor analyses of MTMM data: The correlated uniqueness model and factorial invariance. Multivariate Behavioral Research, 27, 489-507.
- Marsh, H. W., & Grayson, D. (1994). Longitudinal stability of latent means and individual differences: A unified approach. Structural Equation Modeling, 1, 317-359.
- Marsh, H. W., & Grayson, D. (1995). Latent-variable models of multitrait-multimethod data. In R. H. Hoyle (Ed.), Structural equation modeling: Issues and applications (pp. 177-198). Newbury, CA,. Sage.
- Marsh, H.W., Hau, K.-T., &Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in over-generalizing Hu and Bentler's (1999) findings. Structural Equation Modeling, 11, 320–341.
- Marsh, H. W., & Hocevar, D. (1988). A new, more powerful approach to multitrait-multimethod analyses: Application of second order confirmatory factor analysis. Journal of Applied Psychology, 73, 107-117.
- Maruyama, G. M. (1998). Basics of Structural Equation Modeling. Newbury Park CA: Sage Publications.
- McArdle, J.J. (1986). Dynamic but structural equation modeling of repeated measures data. In Nesselroade, J.R., and Cattel, R.B. (eds.), Handbook of Multivariate Experimental Psychology (2nd ed.). New York: Plenum Press.
- McArdle, J.J. (1996). Current directions in structural factor analysis. Current Directions, 5, 11-18.
- McDonald, R. P. (1989). An index of goodness-of-fit based on noncentrality. Journal of Classification, 6, 97–103.
- McDonald, R.P. (1996). Path analysis with composite variables. Multivariate Behavioral Research, 31, 239-270.
- McDonald, R.P. & Ho, M. H. R. (2002). Principles and practice in reporting structural equation analysises. Psychological Methods, 7, 64-82.
- McDonald, R. P., & Marsh, H.W. (1990). Choosing a multivariate model: Noncentrality and goodness of fit. Psychological Bulletin, 107, 247–255. 144 YUAN

- McIntosh, C. (2006), Rethinking fit assessment in structural equation modelling: A commentary and elaboration on Barrett (2007), Personality and Individual Differences, 42 (5), 859-67.
- McQuitty, S. (2004), Statistical power and structural equation models in business research, Journal of Business Research, 57 (2), 175-83.
- Miles, J. & Shevlin, M. (1998), Effects of sample size, model specification and factor loadings on the GFI in confirmatory factor analysis, Personality and Individual Differences, 25, 85-90.
- Miles, J. & Shevlin, M. (2007), A time and a place for incremental fit indices, Personality and Individual Differences, 42 (5), 869-74. www.ejbrm.com ISSN 1477-7029 57 Electronic Journal of Business Research Methods Volume 6 Issue 1 2008 (53-60)
- Miller, M. B. (1995). Coefficient alpha: A basic introduction from the perspectives of classical test theory and structural equation modeling. Structural Equation Modeling, 2(3), 255-273.
- Mooijaart, A., & Bentler, P. M. (1991). Robustness of normal theory statistics in structural equation models. Statistica Neerlandica, 45, 159–171.
- Mueller, R.O. (1996). Basic Principles of Structural Equation Modeling: An Introduction to LISREL and EQS. New York: Springer-Verlag
- Mueller, R. (1997). Structural equation modeling: Back to basics. Structural Equation Modeling, 4, 353-369.
- Mueller, R. O., & Hancock, G. R. (2008). Best practices in structural equation modeling. Pp. 488-508 in J. W. Osborne, ed. Best practices in quantitative methods. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Mulaik, S.A. (1987). A brief history of the philosophical foundations of exploratory factor analysis. Multivariate Behavioral Research, 22, 267-305.
- Mulaik, S.A., James, L.R., van Alstie, J., Bennett, N., Lind, S., & Stilwell, C. D. (1989). Evaluation of goodness-of-fit indices for structural equation models. Psychological Bulletin, 105, 430-455.
- Mulaik, S. A. & Millsap, R. E. (2000). Doing the four-step right. Structural Equation Modeling 7, 36-73.
- Muthen, B. (1993). Goodness of fit with categorical and other nonnormal variables. In K.A. Bollen & J.S. Long (Eds.), Testing structural equation models (pp. 205-234). Newbury Park, CA: Sage.
- Muthen, B., Kaplan, D., & Hollis, M. (1987). On structural equation modeling with data that are not missing completely at random. Psychometrika, 51,431-462.
- Muthén, Linda K., and Bengt O. Muthén.(2004). Mplus User's Guide: Version 3. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.

- Muthén, L. K., & Muthén, B. (2002). How to use a Monte Carlo study to decide on sample size and determine power. Structural Equation Modeling, 9, 599–620.
- Nunnally, J.C., & Bernstein, I. H. (1994). Psychometric Theory (3rd ed.). New york: McGraw-Hill.
- Ogasawara, H. (2001). Approximations to the distributions of fit indexes for misspecified structural equation models. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 8, 556–574.
- Okleshen-Peters, C. & Enders, C. K. (2002). A primer for the estimation of structural equation models in the presence of missing data: Maximum likelihood algorithms. Journal of Targeting, Measurement, and Analysis for Marketing, 11, 81-95.
- Olsson, U. H., Foss, T., & Breivik, E. (2004). Two equivalent discrepancy functions for maximum likelihood estimation: Do their test statistics follow a non-central chi-square distribution under model misspecification? Sociological Methods & Research, 32, 453–500.
- Olsson, U.H., Foss, T., Troye, S. V., & Roy D. Howell (2000). The Performance of ML, GLS and WLS Estimation in Structural Equation Modeling Under Conditions of Misspecification and Nonnormality. Structural Equation Modeling, 7 (4), 557-595.
- Pearl, J (2000). Causality: Models, Reasoning, and Inference. Cambridge University Press.
- Pedhazur, E. J. (1982). Multiple regression in behavioral research, 2nd edition. NY: Holt.
- Pedhazur, E. J. & Schmelkin, L. P. (1991). Measurement, Design, and Analysis: An integrated approach. Hillslade, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Penev, S., & Raykov, T. (2006). Maximal reliability and power in covariance structure models. British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 59, 75-87.
- Pett, M. A.; Lackey, N. R.; & Sullivan, J. J. (2003) Making Sense of Factor Analysis. Thousand Oaks: Sage Publications.
- Quintana; S. M. & Maxell; S.E. (1999). Implications of recent developments in structural equation modeling for counseling psychology. The Counseling Psychologist. ,27, 485–587.
- Raftery, Adraian E. (1995). Bayesian model selection in social research. In Adrian E. Raftery, ed. Sociological Methodology, pp. 111-164. Oxford: Blackwell.
- Raykov, T. (1997). Growth curve analysis of ability means and variances in measures of fluid intelligence of older adults. Structural Equation Modeling,4(4), 283-319.

- Raykov, T. (2000). On the large-sample bias, variance, and mean squared error of the conventional noncentrality parameter estimator of covariance structure models. Structural Equation Modeling, 7, 431–441.
- Raykov, T. (2001). Estimation of congeneric scale reliability using covariance structure analysis with nonlinear constraints. British Journal of Mathematical & Statistical Psychology, 54, 315-323.
- Raykov, T. (2004). Estimation of maximal reliability: A note on a covariance structure modelling approach. British Journal of Mathematical & Statistical Psychology, 57, 21-27.
- Raykov, T. & Marcoulides, G. (1999). On desirability of parsimony in structural equation model selection. Structural Equation Modeling. 6, 292–300.
- Raykov, T. & Marcoulides, G. (2001). Can there be infinitely many models equivalent to a given covariance structure model? Structural Equation Modeling. 8, 142–149.
- Raykov, T. & Marcoulides, G. (2006). A first course in structural equation modeling.(2nd Edition) Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Raykov, T; Tomer, A; & Nesselroade, J R (1991). Reporting structural equation modeling results in Psychology and Aging: Some proposed guidelines.. Psychology and Aging, 6(4), 499-503.
- Reisinger, Y. & Mavondo, F. (2006), Structural Equation Modeling: Critical Issues and New Developments, Journal of Travel and Tourism Marketing, 21 (4), 41-71.
- Rensvold, R. B., & Cheung, G. W. (1999). Identification of influential cases in structural equation models using the jackknife method. Organizational Research Methods, 2(3), 293-308.
- Reuterberg, S.E., & Gustafsson, J.E. (1992). Confirmatory factor analysis and reliability: Testing measurement model assumptions. Educational and Psychological Measurement, 52, 795-811
- Rigdon, E.E. and Ferguson, C.E., Jr. (1991), The Performance of the Polychoric Correlation Coefficient and Selected Fitting Functions in Confirmatory Factor Analysis with Ordinal Data, Journal of Marketing Research, 28, 491-497.
- Rogosa, D. R. (1987). Casual models do not support scientific conclusions: A comment in support of Freedman. Journal of Educational Statistics, 12, 185-195.
- Rogosa, D. R. (1995). Myths and methods: "Myths about longitudinal research," plus supplemental questions. In J. M. Gottman, (Ed.), The analysis of change (pp. 3-66) Hillsdale, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.

- Roth, P. (1994). Missing data: A conceptual review for applied psychologists. Personnel Psychology, 47, 537-560.
- Roth, P. L., Switzer, F. S. , & Switzer, D. (1999). Missing data in multiple item scales: A monte carlo analysis of missing data techniques. Organizational Research Methods, 2(3), 211-232.
- Rubin, D. (1987). Multiple imputation for nonresponse in surveys. Wiley.
- Sayer, A.G., Cumsille, P. E. (2001). Second-order latent growth models. In L.M. Collins,& A.G. Sayer (Eds). New methods for the analysis of change. Decade of behavior. (pp. 179-200). Washington, DC: American Psychological Association.
- Schafer, J (1997). Analysis of incomplete multivariate data. Chapman & Hall.
- Schafer, J.L., & Graham, J.W. (2002). Missing data: Our view of the state of the art. Psychological Methods, 7, 147-177.
- Sharma, S., Mukherjee, S., Kumar, A., & Dillon, W.R. (2005), A simulation study to investigate the use of cutoff values for assessing model fit in covariance structure models, Journal of Business Research, 58 (1), 935-43.
- Schmukle, S. C. & Hardt, J. (2005). A cautionary note on incremental fit indices reported by LISREL. Methodology: European Journl of Research Methods for the Behavioral and Social Sciences, 1, 81-85.
- Schreiber, J. B, (2008). Core reporting practices in structural equation modeling. Research in Social & Administrative Pharmacy 4(2):83-97.
- Schumacker, R. E. (2002). Latent variable interaction modeling. Structural Equation Modeling. 9, 40–54.
- Schumacker, R. E. & Lomax, R. G. (1996) A Biginner's Guide to Structural Equation Modeling. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Schumacker, R. E. & Lomax, R. G. (2004) A Biginner's Guide to Structural Equation Modeling (2nd Edition). New J: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Satorra, A. (1989). Alternative test criteria in covariance structure analysis: A unified approach. Psychometrika, 54, 131–151.
- Satorra, A. (1992). Asymptotic robust inferences in the analysis of mean and covariance structures. Sociological Methodology, 22, 249–278.
- Satorra, A.,& Bentler, P.M. (1988). Scaling corrections for chi-square statistics in covariance structure analysis. American Statistical Association 1988 Proceedings of Business and Economics Sections (pp. 308–313). Alexandria,VA: American Statistical Association.

- Satorra, A., & Bentler, P.M. (1990). Model conditions for asymptotic robustness in the analysis of linear relations. Computational Statistics & Data Analysis, 10, 235–249.
- Satorra, A., & Saris, W. (1985). Power of the likelihood ratio test in covariance structure analysis. Psychometrika, 50, 83–90.
- Schreiber, J. B.; Stage, F. K.; King, J.; Nora, A. & Barlow, A. B. (2006) Reporting Structural Equation Modeling and Confirmatory Factor Analysis Results: A Review. The Journal of Educational Research, 99(6), 323-337.
- Silvia, E. S. M. and R. C. MacCallum (1988). Some factors affecting the success of specification searches in covariance structure modeling. Mutlivariate Behavioral Research 23: 297-326.
- Spirtes, Peter, Thomas Richardson, Christopher Meek, Richard Scheines, and Clark Glymour (1998). Using path diagrams as a structural equation modeling tool. Sociological Methods & Research, 27, (2): 182-225.
- Steenkamp, J-B E. M. and H. Baumgartner (1998), Assessing measurement invariance in cross-national consumer research. Journal of Consumer Research 25: 78-90.
- Steiger, J.H. (1990), Structural model evaluation and modification, Multivariate Behavioral Research, 25, 214-12.
- Steiger, J.H. (2007), Understanding the limitations of global fit assessment in structural equation modeling, Personality and Individual Differences, 42 (5), 893-98.
- Steiger, J. H., & Lind, J. M. (1980, June). Statistically based tests for the number of common factors. Paper presented at the annual meeting of the Psychometric Society, Iowa City, IA.
- Stevens, J. (1992). Applied Multivariate Statistics for the Social Sciences (2th ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Stevens, J. (2002). Applied Multivariate Statistics for the Social Sciences (4th ed.). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Sugawara, H. M., & MacCallum, R. C. (1993). Effect of estimation method on incremental fit indexes for covariance structure models. Applied Psychological Measurement, 17, 365–377.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). Using Multivariate Statistics (4th ed.). Boston: Allyn & Bacon.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). Using Multivariate Statistics (5th ed.). Boston: Pearson education, Inc.
- Tanaka, J.S. (1987). "How big is big enough?": Sample size and goodness of fit in structural equation models with latent variables. Child Development, 58, 134-146.

- Tanaka, J.S. (1993). Multifaceted conceptions of fit in structural equation models. In K.A. Bollen, & J.S. Long (eds.), Testing structural equation models. Newbury Park, CA: Sage.
- Tanaka, J. S., & Huba, G. J. (1985). A fit index for covariance structure models under arbitrary GLS estimation. British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 38, 197–201.
- Tanaka, J.S., Panter, A.T., Winborne, W.C., & Huba, G.J. (1990). Theory testing in personality and social psychology with structural equation models: A primer in 20 questions. In C. Hendrick, & M.S. Clark (Eds.), Review of personality and social psychology (Vol 11, pp. 217-241). Newbury Park, CA: Sage.
- Thomas, L., & Thompson, B. (1994, November). Perceptions of control over health: A confirmatory LISREL construct validity study. Paper presented at the annual meeting of the Mid-South Educational Research Association, Nashville, TN. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 379 329)
- Thompson, B. (2000). Ten commandments of structural equation modeling. Pp. 261-284 in L. Grimm & P. Yarnell, eds. Reading and understanding more multivariate statistics. Washington, DC: American Psychological Association.
- Thompson, B., & Borrello, G.M. (1989, January). A confirmatory factor analysis of data from the Myers-Briggs Type Indicator. Paper presented at the annual meeting of the Southwest Educational Research Association, Houston. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 303 489)
- Tomarken, A.J. & Waller, N.G. (2003), Potential Problems With "Well Fitting" Models, Journal of Abnormal Psychology, 112 (4), 578-98.
- Tremblay, P.F., & Gardner, R.C. (1996). On the growth of structural equation modeling in psychological journals. Structural Equation Modeling, 3, 93-104.
- Tucker, L. R., Koopman, R. F., & Linn, R. I. (1973). Evaluation of factor analytic research procedures by means of simulated correlation matrices. Psychometrika, 34, 421–459.
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. Psychometrika, 38, 1–10.
- Ullman, J. B. (2001). Structural equation modeling. In Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S.(2001). Using Multivariate Statistics (4th ed.), 653-771. Needham Heights, Ma: Allyn & Bacon.
- Vandenberg (2002). Toward a further understanding of and improvement in measurement invariance methods and procedures. Organizational Research Methods, 5(2), 139-158.
- Vandenberg & Lance (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and

recommendations for organizational research . Organizational Research Methods, 3(1), 4-70.

- Velicer, W.F., & Jackson, D. N. (1990). Component Analysis Versus Common Factor Analysis: Some Further Obsrevations. Multivariate Behavioral Research, 25(1), 97-114.
- Vermunt, J. K., &. Magidson, J. (2005). Structural equation models: Mixture models. Pp. 1922–1927 in B. Everitt & D. Howell, eds. Encyclopedia of statistics in behavioral science, Chichester, UK: John Wiley and Sons.
- von Eye, A., & Clogg, C. C. (1995, Editors). Latent variables analysis. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Wang, L., Fan, X., & Willson, V. L. (1996). Effects of non-normal data on parameter estimates in covariance structure analysis: An empirical study. Structural Equation Modeling, 3, 228–247
- Wheaton, B., Muthen, B., Alwin, D., F., & Summers, G. (1977), Assessing Reliability and Stability in Panel Models, Sociological Methodology, 8 (1), 84-136.
- Wickrama, K. A. S., Lorenz, F. O., & Conger, R. D. (1997). Parental support and adolescent physical health status: A latent growth-curve analysis. Journal of Health and Social Behavior, 38, 149-163.
- West, S. G., Finch, J.F, & Curran, P.J. (1995). Structural equation models with nonnormal variables: Problems and remedies. In R.H. Hoyle (Ed), (1995). Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications. (pp. 56-75). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Wiggins, J. S. (1996) The five factor models of personality: Theoretical perspectives. New York: Guildford Press.
- Willett, J. B., & Sayer, A. G. (1994). Using covariance structure analysis to detect correlates and predictors of individual change over time. Psychological Bulletin, 116, 363-381.
- Willett, J. B., & Sayer, A. G. (1996). Cross-domain analysis of change overtime: Combining growth modeling and covariance structure analysis. In G. A. Marcoulides & R. E. Schumacker (Eds.), Advanced Structural Equation Modeling. Issues and Techniques (pp.125-157). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Willett, JB, Ayoub, CC, Robinson, D. (1991). using growth modelling to examine systematic differences in growth: An example of change in the functioning of families at risk of maladaptive parenting, child abuse or neglect. Journal of Consulting & Clinical Psychology, 59, 38-47.
- Williams, L. J., Bozdogan, H., & Aiman-Smith, L. (1996). Inference problems with equivalent models. In G. A. Marcoulides & R. E. Schumacker (Eds.), Advanced structural equation modeling: Issues and techniques (pp.279-314). Mahwah, NJ: Erlbaum.

- Wolfe, L.M. (1999). Sewall Wright on the method of path coefficients: An annotated bibliography. Structural Equation Modeling, 6, 280-291.
- Wothke, W. (1996). Models for multitrait-multimethod matrix analysis. In G. A. Marcoulides & R. E. Schumacher (Eds.) Advanced Structural Equation Modelling. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Wothke, W. (1999) Longitudinal and multi-group modeling with missing data. In T.D. Little, K.U. Schnabel, and J. Baumert [Eds.] Modeling longitudinal and multiple group data: Practical issues, applied approaches and specific examples. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates. (also available at http://www.smallwaters.com/whitepapers)
- Wright, S. (1934). The method of path coefficients. Annals of Mathematical Statistics, 5: 161-215.
- Xie, Yu (1989) Structural equation models for ordinal variables, Sociological Methods & Research, 17, 325-352.
- Yuan, K.H. (2005), Fit Indices Versus Test Statistics, Multivariate Behavioral Research, 40 (1), 115-48.
- Yuan, K.-H., & Bentler, P. M. (1997a). Improving parameter tests in covariance structure analysis. Computational Statistics & Data Analysis, 26, 177-198.
- Yuan, K.-H., & Bentler, P.M. (1997b). Mean and covariance structure analysis: Theoretical and practical improvements. Journal of the American Statistical Association, 92, 767–774.
- Yuan, K.-H., & Bentler, P.M. (1998a). Robust mean and covariance structure analysis. British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 51, 63–88.
- Yuan, K.-H., & Bentler, P.M. (1998b). Normal theory based test statistics in structural equation modeling. British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 51, 289–309.
- Yuan, K.-H.,&Bentler, P.M. (1998c). Structural equation modeling with robust covariances. Sociological Methodology, 28, 363–396.
- Yuan, K.-H., & Bentler, P. M. (1999a). F-tests for mean and covariance structure analysis. Journal of Educational and Behavioral Statistics, 24, 225–243.
- Yuan, K.-H., & Bentler, P. M. (1999b). On normal theory and associated test statistics in covariance structure analysis under two classes of nonnormal distributions. Statistica Sinica, 9, 831–853.
- Yuan, K.-H., & Bentler, P. M. (2000). Robust mean and covariance structure analysis through iteratively reweighted least squares. Psychometrika, 65, 43–58.
- Yuan, K.-H., & Bentler, P. M. (in press). Mean comparison: Manifest variable versus latent variable. Psychometrika.

- Yuan, K.-H., Bentler, P. M., & Chan,W. (2004). Structural equation modeling with heavy tailed distributions. Psychometrika, 69, 21–436.
- Yuan, K.-H., & Chan, W. (in press). On nonequivalence of several procedures of structural equation modeling. Psychometrika.
- Yuan, K.-H., Chan, W., & Bentler, P. M. (2000). Robust transformation with applications to structural equation modeling. British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 53, 31–50.
- Yuan, K.-H., & Hayashi, K. (2003). Bootstrap approach to inference and power analysis based on three statistics for covariance structure models. British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 56, 93–110.
- Yuan, K.-H., & Marshall, L. L. (2004). A new measure of misfit for covariance structure models. Behaviormetrika, 31, 67–90.
- Yuan, K.-H., Marshall, L. L.,&Bentler, P.M. (2002). A unified approach to exploratory factor analysis with missing data, nonnormal data, and in the presence of outliers. Psychometrika, 67, 95–122.
- Yung, Y. F., & Bentler, P. M. (1996). Bootstrapping techniques in analysis of mean and covariance structures. In G. A. Marcoulides & R. E. Schumacker (Eds.), Advanced structural equation modeling: Techniques and issues (pp. 195–226). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Zhang, W. (2004). Comparing RMSEA and chi-square/df ratio. Unpublished manuscript.
- Zwick, W. R. & Velicer, W. F. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components toretain. Psychologica Bulletin. 99, 432-442.